



**Lara João Pereira
Leandro**

**DINÂMICA MACROECONÓMICA SOBRE ÍNDICES
DE AÇÕES E OBRIGAÇÕES EUROPEUS**



**Lara João Pereira
Leandro**

DINÂMICA MACROECONÓMICA SOBRE ÍNDICES DE AÇÕES E OBRIGAÇÕES EUROPEUS

Dissertação apresentada à Universidade de Aveiro para cumprimento dos requisitos necessários à obtenção do grau de Mestre em Economia – ramo Finanças, realizada sob a orientação científica da Doutora Mara Teresa da Silva Madaleno, Professora Auxiliar do Departamento de Economia, Gestão e Engenharia Industrial da Universidade de Aveiro

Dedico este trabalho ao meu marido pelo apoio e amor incondicional.

o júri

presidente

Prof. Doutora Celeste Maria Dias de Amorim Varum
Professora auxiliar da Universidade de Aveiro

Prof. Doutora Cláudia Alexandra Gonçalves Correia Ribeiro
Professora auxiliar da Universidade do Porto

Prof. Doutora Mara Teresa da Silva Madaleno
Professora auxiliar da Universidade de Aveiro

agradecimentos

Agradeço a todos aqueles que me acompanharam ao longo do meu percurso acadêmico:

À minha família, pela oportunidade e apoio que sempre me deram durante este percurso;

Ao meu marido Pedro, pela paciência, compreensão e carinho infindáveis.

À Professora Doutora Mara Madaleno um agradecimento especial, pela total disponibilidade, ajuda e, uma vez que como minha orientadora, pela sua capacidade de motivação durante este último ano, especialmente em alturas de pouco ânimo. Muito obrigada por, de certa forma, tornar isto possível.

palavras-chave

Países Europeus, Índices de Ações, Índices de Obrigações, Variáveis Macroeconómicas, VAR

resumo

O forte desenvolvimento do mercado de capitais, suscitado pela crescente globalização e a interação entre economias, especialmente as europeias, mostrou-se notável nas últimas décadas. Dada a estreita relação existente entre o mercado de capitais e a economia em geral, pelo seu papel de canalizador de poupanças para o investimento, surgiu o interesse na literatura pela exploração da mesma.

Este trabalho investiga a dinâmica de relação entre as variáveis macroeconómicas (índice de produção industrial, inflação, preço do petróleo e meios monetários líquidos – M1) e os índices de ações e obrigações para oito países Europeus (Alemanha, Reino Unido, França, Itália, Espanha, Grécia, Irlanda e Portugal). Para o período geral de maio de 1994 a março de 2012, numa base mensal, analisaram-se estas interações através de um modelo de vetor autorregressivo - VAR.

Os resultados empíricos permitiram verificar que, entre os índices financeiros utilizados, o índice de ações é o que tem maior capacidade explicativa sobre os erros previsionais da variância de variáveis macroeconómicas, bem como o forte poder explicativo que exerce sobre o índice de obrigações. Conseguimos também constatar que existe uma relação estreita entre os mercados do petróleo e os mercados financeiros, dada a capacidade de resposta capturada pelas funções impulso resposta no curto prazo, e a capacidade explicativa evidenciada pela decomposição da variância. Todavia, existe maior correlação entre variáveis macroeconómicas e entre índices do mercado financeiro, do que entre os dois grupos.

keywords

European Countries, Stock Index, Bonds Index, Macroeconomic Variables, VAR.

abstract

The strong development of capital markets rose fundamentally through globalization and the economies interaction, especially the European ones, has showed notable in the last decades. Given the strict relationship among capital markets and the general economy, by its role of channeling savings for investment has raised the interest in the literature in exploring these links. This work examines the dynamic relation between macroeconomic variables (industrial production index, inflation, oil prices and liquid monetary means – M1) and the indexes of both stocks and bonds for eight European countries (Germany, United Kingdom, France, Italy, Spain, Greece, Ireland and Portugal). For the general period between May 1994 and March 2012, on a monthly basis, it has been analyzed these interactions through a vector autoregressive model – VAR.

The empirical results allowed us to verify that among the financial indexes used, the stock index is the one which possesses the strongest explanatory capacity over the variance provisional errors of macroeconomic variables, as well as the strongest explanatory power it exerts over the bond index. We were also able to verify that there exists a straight relationship between the oil markets and financial markets, given the captured answer capacity through impulse response functions in the short run, and the explanatory capacity showed by the variance decomposition. However, there exists stronger correlation among macroeconomic variables and between financial market indices, than between these two groups.

Índice

1. Introdução	3
2. Revisão da literatura	5
3. Dados e Metodologia.....	10
4. Resultados empíricos e discussão.....	21
4.1 Resultados empíricos das funções impulso resposta.....	21
4.2 Resultados empíricos das decomposições da variância	24
5. Conclusão	37
Referências	39
Anexos.....	42

1. Introdução

Nas últimas décadas o desenvolvimento do mercado de capitais Europeu demonstrou-se notável. Com a introdução da moeda única, os países da zona euro alcançaram elevados níveis de integração e convergência económica e financeira, tornando o mercado de capitais um elemento fundamental para qualquer economia. A importância deste mercado deve-se ao facto de permitir mobilizar as poupanças dos investidores particulares e empresas, alargando o seu conjunto de opções de financiamento de investimentos produtivos.

Assim, e através de diferentes mercados e horizontes temporais, um conjunto significativo de estudos científicos foi realizado com o intuito de investigar a relação existente entre os retornos do mercado de ações e/ou obrigações e diversas variáveis macroeconómicas e financeiras (Chen et al., 1986; Sadorsky, 2001; Park e Shenoy, 2002; Humpe e Macmillan, 2009; Hyde e Kappel, 2009; Hosseini et al., 2011; entre outros).

A presente tese procura analisar a relação existente entre dois índices de mercado e quatro variáveis macroeconómicas, para oito países europeus. De acordo com a literatura, o estudo considera como variáveis macroeconómicas relevantes o preço do petróleo (OI), a oferta de moeda (M1), a produção industrial (IP) e a taxa de inflação (CPI), e ainda os índices do mercado de ações (IA) e obrigações (IO), dos respetivos países. A seleção dos oito países europeus foi feita de acordo com o seu crescimento económico, verificado nas duas últimas décadas. Liderado pela Alemanha, Reino Unido e França, seguidos pela Itália e Espanha, e não deixando de incluir a Grécia, a Irlanda e Portugal como os países mais afetados pela crise da dívida soberana e que suportaram severas reformas estruturais, levadas a cabo pelo programa de ajustamento da *troika*, este é o conjunto de países em análise.

Apesar da existência de diferentes técnicas estatísticas e modelos econométricos, é utilizada uma análise auto-regressiva - VAR (Abugri, 2008; Ameer, 2007; Park e Shenoy, 2002; e Merikas e Merika, 2006), procedendo-se à decomposição da variância (DV), bem como às Funções Impulso Resposta (FIR) para investigar as relações existentes entre as variáveis ao longo do tempo. Desta forma, não foi assumida nenhuma relação *a priori* entre as variáveis macroeconómicas e os índices de mercado, uma vez que se pretende comparar os resultados obtidos com a literatura existente. A utilização de dados mensais permite que o número de observações registadas seja suficiente para uma análise estatística robusta e parcimoniosa. No entanto, a mesma foi condicionada pela disponibilidade da informação necessária de cada país.

Apesar da existência de muitos estudos científicos que analisam esta relação, poucos são aqueles que analisam o mercado de ações e obrigações em simultâneo. A grande maioria destes estudos tem como foco de interesse os índices de mercado de ações dos países desenvolvidos (Estados Unidos, Alemanha, Japão, Singapura, etc.). No entanto, cada vez mais são aqueles que analisam os mercados emergentes e os mercados asiáticos menos desenvolvidos (Malásia, Índia, China, Brasil, etc.).

Esta tese inova na análise dos impactos de algumas variáveis macroeconómicas nas performances de dois índices de mercado em simultâneo (IA e IO), tornando possível a identificação dos países e das variáveis que os investidores devem ter em conta a quando das suas decisões de investimento nos mercados de ações e obrigações. A ideia generalizada da teoria financeira de que a diversificação internacional pode reduzir o risco incorrido pelos investidores, deverá ser suportada pelos resultados obtidos.

Existem alguns resultados interessantes que merecem destaque após a análise aqui efectuada. Primeiro, podemos afirmar que não existe nenhum padrão de comportamento normal identificado entre as variáveis macroeconómicas e os índices de ações e obrigações aqui analisados que nos permitam concluir que todos os países se comportam de igual forma. Todavia, conseguimos identificar que dos índices financeiros aqui analisados os de obrigações revelam um menor poder explicativo em detrimento de uma capacidade explicativa superior do índice de ações nos erros de previsão das variáveis macroeconómicas em análise, assim como para todos os países, exceto na Irlanda, o poder previsional do índice de ações é mais forte sobre o de obrigações do que as restantes variáveis analisadas. Segundo, os resultados parecem indiciar que para todos os países em análise a variável representativa do andamento dos preços no mercado do petróleo (os retornos do petróleo) tende a reagir positiva e significativamente a choques advindos do mercado de ações e de obrigações (para alguns países somente neste último), o que é facilmente justificado pelo facto de que se os mercados financeiros estão em alta, toda a economia reage de forma positiva e isso tendencialmente acaba por provocar aumentos de preços do petróleo. Ao contrário, os índices de ações e obrigações tendem a reagir negativa e significativamente a choques dos retornos do petróleo, com exceção de alguns países no caso do índice de obrigações e de todo (não se revelou significativo) em países como a Espanha e a Irlanda. Finalmente, podemos ainda verificar que na generalidade dos países a capacidade explicativa das variáveis aumenta com os horizontes temporais e que são as variáveis macro que maior capacidade explicativa apresentam sobre os erros previsionais uma das outras, sendo que simultaneamente são estas inovações nas variáveis macroeconómicas que mais conseguem explicar a variância dos erros dos índices do mercado financeiro, quer para ações, quer para obrigações.

Este trabalho desenvolve-se da seguinte forma. A secção 2 apresenta uma breve revisão da literatura referente aos impactos das variáveis macroeconómicas sobre os índices de ações ou obrigações e vice-versa, procurando-se sintetizar alguns dos resultados mais importantes. Na secção 3 apresentam-se todos os dados utilizados na estimação empírica, a sua descrição estatística, bem como a metodologia adotada neste trabalho para analisar a relação existente entre macroeconomia e índices do mercado financeiro. Por último, a secção 4 conclui este trabalho, procurando-se analisar possíveis avenidas de pesquisa futura.

2. Revisão da literatura

A progressiva importância que o petróleo foi adquirindo ao longo do tempo na economia mundial, como matéria-prima indispensável à sociedade moderna, levou a que alguns estudos científicos investigassem o seu impacto nos retornos ou índices do mercado de capitais, para diversos países e horizontes temporais.

Na análise desta relação, para o período de janeiro de 1999 a janeiro de 2009 e através de uma análise de cointegração e de um modelo auto-regressivo restrito (VECM), Hosseini et al. (2011) encontraram um efeito positivo do preço do petróleo no mercado de ações da China e um efeito negativo no mercado de ações da Índia, no longo prazo. Contudo, no curto prazo, os efeitos contemporâneos nos dois países trocaram de sinal e perderam significância. Sadorsky (2001), utilizando um modelo de regressão linear múltipla, analisou o impacto de três variáveis macroeconómicas (preço do petróleo, taxa de juro e taxa de câmbio) nas companhias canadianas de petróleo e gás. Para o período de abril de 1983 a abril de 1999, o autor verificou que o aumento do preço do petróleo provocou um impacto positivo e significativo nos retornos das ações das mesmas companhias. Numa análise a trinta e quatro países e motivados pela forte (recente) atração entre os investidores e os retornos das companhias de petróleo, Ramos e Veiga (2011) encontraram evidência de que o setor do petróleo e gás dos países desenvolvidos responde fortemente às mudanças do preço do petróleo relativamente aos países emergentes. Os autores verificaram ainda uma assimetria nos resultados: os retornos do setor do petróleo e gás respondem assimetricamente às alterações do preço do petróleo e os aumentos do preço do petróleo provocam impactos superiores nos retornos do que as descidas do preço do petróleo. Para Park e Ratti (2008), no período de janeiro de 1986 a dezembro de 2005, aumentos do preço do petróleo conduzem a descidas nos retornos das ações dos Estados Unidos e 13 países europeus¹ importadores de petróleo. Num caso de estudo para os principais países da OCDE, O'Neil et al. (2008) verificaram que o impacto dos preços do petróleo nos retornos do mercado de ações é diferente entre países. Da análise dos resultados, os autores concluíram que os aumentos do preço do petróleo afetam negativamente os retornos do mercado de ações nos Estados Unidos, Reino Unido e França, mas afetam positivamente os retornos do mercado de ações no Canadá e na Austrália, importantes países na exportação de recursos energéticos. O efeito negativo do aumento do preço do petróleo também foi encontrado por Nandha e Faff (2008) num estudo a trinta e cinco índices da indústria global (exceto o setor mineiro e algumas indústrias de petróleo e gás).

Porém, e apesar da sua incontestável importância económica, para Chen et al. (1986) os preços do petróleo demonstraram um efeito estatisticamente não significativo nos retornos do mercado de ações americano, no período de janeiro de 1953 a novembro de 1983. O mesmo efeito foi encontrado por Cong et al (2008) para a maioria dos índices do mercado de ações chinês. Apergis e Miller (2009) depararam-se com um efeito significativo, mas de pequena magnitude, das alterações estruturais do mercado petrolífero nos retornos do

¹ Os 13 países europeus são: Áustria, Bélgica, Dinamarca, Finlândia, França, Alemanha, Grécia, Itália, Holanda, Noruega, Espanha, Suécia e Reino Unido.

mercado de ações de oito economias desenvolvidas (Austrália, Canadá, França, Alemanha, Itália, Japão, Reino Unido e Estados Unidos). Hyde e Kappel (2009), para o período de fevereiro de 1979 a janeiro de 2007 e através de um conjunto de oito variáveis macroeconômicas, analisaram a capacidade de diferentes modelos lineares simples preverem os retornos futuros das ações e obrigações no mercado alemão. Segundo os autores, as alterações do preço do petróleo têm uma capacidade explicativa significativa na previsão dos retornos das ações e obrigações. O crescimento da produção industrial e as alterações das taxas de juro de curto prazo demonstraram ter capacidade de previsão dos retornos futuros do mercado de ações.

A nível sectorial e dada a forte convicção de que os preços do petróleo conduzem o mercado de ações, estudos mais recentes como Kilian e Park (2009), Arouri (2011) e Elyasiani et al. (2011) também investigaram a relação existente entre a volatilidade do preço do petróleo e os retornos do mercado de capitais, de forma a identificar os sectores mais sensíveis a estas alterações.

De acordo com a teoria monetária, as alterações da oferta monetária provocam efeitos diretos ou indiretos na economia real e, no contexto desta investigação, no mercado de capitais. Num estudo para o mercado de ações de Singapura, Mookerjee e Yu (1997) analisaram a relação existente entre quatro variáveis macroeconômicas e os preços das ações. Através da aplicação de técnicas de cointegração e causalidade e de equações de previsão, os autores verificaram que a oferta monetária (M1 e M2) e as reservas cambiais têm uma relação de longo prazo estatisticamente significativa com os preços das ações. Maysami e Koh (2000) também encontraram um efeito estatisticamente significativo e positivo da oferta monetária (M2) nos retornos do mesmo mercado de ações. Com a aplicação de um modelo auto-regressivo, para o período de janeiro de 1988 a janeiro de 1995, os autores verificaram que das sete variáveis macroeconômicas utilizadas, cinco formaram uma relação de cointegração com o mercado de ações de Singapura. Os autores também encontraram uma relação de cointegração entre os índices do mercado de ações dos Estados Unidos, do Japão e de Singapura, sugerindo que alterações nos mercados de ações dos Estados Unidos e do Japão têm um impacto significativo no mercado de ações de Singapura.

Humpe e Macmillan (2009) mencionaram pelo menos três canais através dos quais a oferta monetária pode afetar os índices do mercado de ações. Através de uma análise de cointegração, os autores analisaram a relação de longo prazo entre quatro variáveis macroeconômicas (produção industrial, índice de preços do consumidor, taxa de juro de longo prazo e oferta monetária) e os preços das ações nos Estados Unidos e no Japão, de janeiro de 1965 a junho de 2005. Para os Estados Unidos, os autores verificaram a existência de um vetor de cointegração, do qual interpretaram que a oferta de moeda (M1) tem um impacto estatisticamente positivo, mas não significativo, no preço das ações. Para o Japão, os autores depararam-se com dois vetores de cointegração e concluíram que, por um lado, o preço das ações é influenciado positivamente pela produção industrial e negativamente pela oferta de moeda e, por outro lado, a produção industrial é influenciada

negativamente pelo índice de preços do consumidor e pela taxa de juro de longo prazo. Os resultados obtidos demonstraram pouca clareza.

Em concordância com os mesmos canais de transmissão dos efeitos da oferta monetária, Hosseini et al. (2011) também concluíram que a oferta monetária (M2) e a taxa de inflação têm um efeito positivo no mercado de ações chinês (SSE), mas as mesmas variáveis apresentaram um efeito negativo e positivo, respetivamente, no mercado de ações indiano (BSE). Os efeitos contemporâneos mostraram-se estatisticamente não significativos. Segundo os autores, o impacto negativo de longo prazo de M2 na Índia resulta da sua fraca política monetária e é consistente com os resultados obtidos por Abugri (2008). Através de um modelo autorregressivo (VAR), Abugri (2008) mostrou que quatro variáveis macroeconómicas (taxas de câmbio, taxas de juro, oferta monetária e produção industrial) têm um impacto global estatisticamente significativo nos retornos de quatro países latinos (Argentina, Brasil, Chile e México). Outros estudos como Yong e Gan (2006), Wongbangpo e Sharma (2002) e Chaudhuri e Smile (2004), verificaram a importância significativa desta variável no mercado de ações e/ou obrigações de diferentes países.

A produção industrial (ou o produto interno bruto) está estreitamente relacionada com os fluxos de caixa das empresas e estes, por sua vez, influenciam positivamente (negativamente) o preço das ações e a confiança dos investidores. Desta forma, ela é sugerida pela literatura como uma das variáveis macroeconómicas a considerar na análise dos índices ou retornos do mercado de capitais.

Num estudo para os mercados dos Estados Unidos e Japão, e seguindo a sugestão de Chen et al. (1986), Humpe e Macmillan (2009) confirmaram que a produção industrial deve ser incluída neste tipo de análise, uma vez que os impactos da mesma demonstraram-se positivos e estatisticamente significativos no movimento do mercado de ações destes países. No mercado de ações japonês, esta variável mostrou-se condutora de efeitos negativos da inflação nos preços. Em concordância com estes resultados, Hosseini et al. (2011) encontraram no longo prazo um efeito estatisticamente significativo e positivo da produção industrial no mercado de ações chinês. No entanto, para o mercado de ações indiano registou-se um efeito contrário. Os efeitos contemporâneos da produção industrial no preço das ações mostraram-se não significativos para ambos os países. Kim (2003), numa análise à relação entre os preços das ações e quatro variáveis macroeconómicas (produção industrial, taxa de câmbio real, *spread* da taxa de juro e inflação), também concluiu que a produção industrial tem um impacto estatisticamente significativo e positivo no mercado de ações americano.

Para Humpe e Macmillan (2009), a inflação inesperada pode influenciar diretamente os preços das ações (negativamente), através das mudanças inesperadas no nível de preços. A incerteza inflacionária também pode afetar a taxa de desconto, reduzindo o valor presente dos fluxos de caixa futuros da empresa. A inflação é definida por um aumento generalizado dos preços dos bens e serviços que pode afetar direta e negativamente os índices de mercado. Os autores, utilizando como *proxy* da inflação o índice de preço do consumidor, encontraram uma influência negativa da mesma no mercado de ações americano. Para o mercado japonês, o impacto da inflação nos preços das ações é

indiretamente negativo (através da produção industrial). Através da mesma *proxy* e corrigida a sazonalidade, para Hyde e Kappel (2009) esta variável apenas revelou ter alguma relevância na previsão dos retornos das ações e das obrigações na Alemanha.

De acordo com a teoria económica, se a inflação atingir níveis bastantes elevados, os consumidores perdem poder de compra (potenciais investidores) e, se por um lado tende a provocar o aumento da taxa de juro e posterior diminuição do preço dos títulos, por outro lado pode diminuir os lucros das empresas e, consequentemente, a diminuição dos preços das respetivas ações. Em ambos os casos, os investimentos no mercado de capitais tendem a diminuir porque, por tendência, os investidores vão querer desfazer-se das ações que detêm.

Com a expectativa de que o efeito de um aumento na inflação nos índices de mercado da China e da Índia fosse negativo, Hosseini et al. (2011) verificaram que, no longo prazo, este efeito é positivo em ambos os países. No entanto, no curto prazo, os efeitos contemporâneos da inflação no índice do mercado de ações indiano foram negativos e estatisticamente não significativos. Para Du (2006), a relação entre os retornos e a inflação depende do tipo de política monetária e da importância relativa dos choques da procura e da oferta monetária. De acordo com os resultados obtidos por Chen et al. (1986), a inflação inesperada e as alterações da inflação esperada mostraram-se pouco significativas nos retornos esperados das ações, em períodos de elevada volatilidade. Contrariando o autor, Hasan (2008) deparou-se com uma relação estatisticamente significativa e positiva entre os retornos e a inflação, num estudo para o Reino Unido. Através de técnicas de cointegração e de regressão linear, os resultados sugeriram a existência de uma relação bidireccional entre retornos e inflação. Ameer (2007) investigou a emissão de ações e obrigações da Malásia e da Coreia, através de um modelo auto-regressivo (VAR) e da análise das funções impulso resposta, e verificou que os choques na taxa de inflação têm um impacto positivo na emissão de ações na Malásia e da Coreia, para uma amostra trimestral de 1995 a 2004. Com o intuito de estudar a relação dinâmica entre os retornos das ações e a inflação, Hondroyannis e Papapetrou (2006) utilizaram um modelo auto-regressivo e decompuseram a inflação em duas variáveis, inflação esperada e inflação inesperada. A partir dos resultados obtidos, os autores concluíram que a performance do mercado de ações grego não se encontra relacionada com as duas variáveis da inflação. Piljak (2013) confirmou que os fatores macroeconómicos têm um papel importante na explicação temporal dos retornos das obrigações. Num estudo realizado para dez países emergentes e quatro países fronteiriços com os Estados Unidos, no período de outubro de 2000 a dezembro de 2011, o autor destacou a política monetária e o ambiente inflacionário como as principais variáveis que afetam os retornos do mercado de obrigações desses países.

Outras variáveis macroeconómicas foram alvo de análise na literatura: a taxa de juro de curto e longo prazo, a taxa de câmbio, as despesas em capital, o Produto Interno Bruto, as importações, formação de capital fixo, entre outras (Chen et al., 1986; Mookerjee e Yu, 1997; Sadorsky, 2001; Park e Shenoy, 2002; Kim, 2003; Rapach et al., 2005; Merikas e Merika, 2006; Chen, 2007; Ameer, 2007; Hasan, 2008; Humpe e Macmillan, 2009; Chang, 2009 e Basher et al., 2012). No entanto, estas variáveis não foram incluídas na

modelização desta tese dado que no máximo um VAR deverá ter até 6 variáveis para que a estimação seja ainda considerada parcimoniosa (Gujarati, 2006). Todavia, no futuro poderemos incluir este tipo de variáveis para verificar se os resultados se alteram.

3. Dados e Metodologia

Para estudar a relação de curto e longo prazo entre as variáveis macroeconómicas e os índices de mercado de ações e obrigações, foram analisadas as seguintes relações para os respetivos 8 países em estudo:

$IA_{AL} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(1)	$IA_{ES} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(9)
$IO_{AL} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(2)	$IO_{ES} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(10)
$IA_{UK} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(3)	$IA_{GR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(11)
$IO_{UK} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(4)	$IO_{GR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(12)
$IA_{FR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(5)	$IA_{IR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(13)
$IO_{FR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(6)	$IO_{IR} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(14)
$IA_{IT} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(7)	$IA_{PT} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IO_t)$	(15)
$IO_{IT} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(8)	$IO_{PT} = f(OIL_t, PI_t, CPI_t, M1_t, IA_t)$	(16)

onde, IA corresponde ao índice de ações e IO ao índice de obrigações, do respetivo país. Como num modelo VAR todas as variáveis são simultaneamente endógenas e exógenas, estas relações são válidas para todas as outras variáveis em estudo.

Os oito países europeus foram selecionados de acordo com o seu crescimento económico nas últimas décadas - Alemanha (AL), Reino Unido (UK), França (FR), Itália (IT), Espanha (ES), Grécia (GR), Irlanda (IR) e Portugal (PT) - e as variáveis macroeconómicas foram escolhidas de acordo com a coerência encontrada na revisão da literatura – o preço do petróleo (OIL – *European Brent Spot Price FOB*), a produção industrial (PI), a oferta monetária no seu agregado mais líquido (M1) e a taxa de inflação, medida pelo índice de preços no consumidor (CPI). Para cada um destes países recolheram-se as respetivas séries macroeconómicas, exceto o preço do petróleo que é comum a todos. Relativamente aos índices de mercado para cada país, foram utilizados os seguintes: *DAX all share price index* e *long term government bond yield* (Alemanha); *FTSE all share price index* e *gross redemption yield on 20 years gilts* NADJ (Reino Unido); *CAC all share price index* e *government bond yield* (França); *FTSE/MIB all-share price index* e *government bond gross yield* (Itália); *IBEX general share price index* e *central government bond 10 years yield* (Espanha); *Athens general stock share price index* e *redemption yield on the benchmark bond* (Grécia); *ISEQ overall stocks price index* e *redemption yield on 10 years benchmark bond* (Irlanda); *PSI general stock price index* e *benchmark bond redemption yield – 10 years* (Portugal).

A base de dados foi construída a partir da informação recolhida das estatísticas da Organização para a Cooperação e Desenvolvimento Económico (OECD-Statistics), bolsa.pt e Energy Information Agency (EIA), de acordo com a tabela 1.

A condicionante do número de observações ser suficientemente grande para uma análise estatística robusta e parcimoniosa foi ultrapassada, uma vez que os dados apresentam uma frequência mensal. A informação recolhida resultou nos seguintes períodos de análise: Alemanha – maio de 1994 a fevereiro de 2012 (214 observações); Reino Unido – maio de 1994 a março de 2012 (215 observações); França – janeiro de 2000 a dezembro de 2011 (144 observações); Itália – maio de 1994 a dezembro de 2011 (212 observações); Grécia – janeiro de 2002 a janeiro de 2012 (121 observações); Espanha, Irlanda e Portugal – maio de 1994 a janeiro de 2012 (213 observações cada).

Tabela 1: Glossário e definição das variáveis

Símbolo	Variável	Fonte/Definição
Séries iniciais		
	Preço do petróleo (European Brent)	EIA - Independent Statistics and Analysis
	Produção industrial	OECD-Statistics
	Preços no Consumidor - inflação anual	OECD-Statistics
	Oferta monetária (% pa)	bolsa.pt
	Índices de ações (CAC, PSI, ...)	bolsa.pt
	Índices de obrigações	bolsa.pt
Séries finais		
OIL	Preço do petróleo	$\log(\text{OIL}(t)/\text{OIL}(t-1))$
PI	Índice de Produção Industrial (por país)	$\log(\text{PI}(t)/\text{PI}(t-1))$
CPI	Taxa de variação anual do Índice de Preços no Consumidor (por país)	Taxa – valor absoluto
M1	Oferta monetária (taxa variação anual) - por país	Taxa – valor absoluto
IA	Índice de ações (para cada país)	$\log(\text{IA}(t)/\text{IA}(t-1))$
IO	Índice de obrigações (para cada país)	$\log(\text{IO}(t)/\text{IO}(t-1))$

Na tabela 2 apresentamos a descrição estatística dos dados para cada uma dos países em análise. Nesta tabela verifica-se que a média dos valores de PI é negativa no UK, FR, IT e GR.

Os valores médios de CPI, M1 e OIL são positivos em todos os países e os valores médios dos IA são negativos somente em França, Itália e na Grécia. Curiosamente, os valores de IO para Portugal e Grécia assumem valores médios positivos, o que não é de admirar dado que houve fortes restrições ao crédito neste período para estes países e dado que os valores de taxas de juro de referência para os índices representativos de obrigações dispararam no mercado, sendo negativos para todos os restantes países em análise.

Tabela 2: Análise descritiva dos dados por país

	Alemanha					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	0.0016	0.0156	0.0805	0.0096	0.0052	-0.0057
Maximum	0.0450	0.0330	0.2124	0.3504	0.1937	0.1286
Minimum	-0.0834	-0.0050	-0.0064	-0.4407	-0.2933	-0.2151
Std. Dev.	0.0157	0.0070	0.0421	0.1088	0.0672	0.0450
Skewness	-0.8210	0.0074	0.5727	-0.5209	-0.8584	-0.6864
Kurtosis	6.6490	3.1546	3.0968	4.7706	5.2893	5.8198
Jarque-Bera	142.7728	0.2152	11.7826	37.6335	73.0126	87.7010
Probability	0.0000	0.8980	0.0028	0.0000	0.0000	0.0000
	Reino Unido					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	-0.0003	0.0224	0.0630	0.0096	0.0030	-0.0042
Maximum	0.0239	0.2500	0.1345	0.3504	0.0909	0.0667
Minimum	-0.0499	0.0050	0.0306	-0.4407	-0.1441	-0.1223
Std. Dev.	0.0091	0.0186	0.0156	0.1085	0.0417	0.0332
Skewness	-0.9992	8.7499	0.7512	-0.5222	-0.8324	-0.4581
Kurtosis	7.1651	106.5780	4.7584	4.7929	3.9966	3.6356
Jarque-Bera	191.1868	98852.08	47.9209	38.5665	33.7240	11.1395
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0038
	França					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	-0.0007	0.0175	0.0776	0.0102	-0.0031	-0.0032
Maximum	0.0429	0.0360	0.2282	0.3268	0.1020	0.1656
Minimum	-0.0491	-0.0070	-0.0147	-0.4407	-0.2018	-0.1234
Std. Dev.	0.0137	0.0072	0.0444	0.1140	0.0494	0.0466
Skewness	-0.4696	-0.7244	1.0726	-0.7563	-1.1504	0.2446
Kurtosis	4.7162	5.1334	4.8339	4.8206	5.3102	3.6576
Jarque-Bera	22.9639	39.9039	47.7882	33.6160	63.7831	4.0307
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.1333
	Itália					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	-0.0001	0.0252	0.0719	0.0091	-0.0003	-0.0019
Maximum	0.0334	0.0570	0.2672	0.3504	0.2083	0.2159
Minimum	-0.0436	0.0000	-0.0253	-0.4407	-0.1864	-0.1020
Std. Dev.	0.0134	0.0108	0.0548	0.1091	0.0634	0.0461
Skewness	-0.4665	1.0262	1.0320	-0.5108	0.0531	0.8589
Kurtosis	4.0263	4.4551	5.1879	4.7477	3.9570	4.9528
Jarque-Bera	16.9921	55.9158	79.9120	36.1977	8.1900	59.7524
Probability	0.0002	0.0000	0.0000	0.0000	0.0167	0.0000

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações

Tabela 2 (continuação): Análise descritiva dos dados por país

	Espanha					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	0.0002	0.0294	0.1210	0.0092	0.0045	-0.0024
Maximum	0.0643	0.0530	0.8072	0.3504	0.1423	0.1644
Minimum	-0.0423	-0.0140	-0.0283	-0.4407	-0.2151	-0.1144
Std. Dev.	0.0154	0.0124	0.1745	0.1089	0.0583	0.0429
Skewness	0.2474	-0.8716	2.8689	-0.5133	-0.5822	0.6252
Kurtosis	5.0330	4.2949	10.9764	4.7706	4.1694	4.2634
Jarque-Bera	38.8537	41.8488	856.8442	37.1768	24.1689	28.0396
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Grécia					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	-0.0016	0.0329	0.0414	0.0144	-0.0098	0.0155
Maximum	0.1003	0.0560	0.1871	0.2561	0.1983	0.3382
Minimum	-0.0908	0.0050	-0.1488	-0.4407	-0.3267	-0.1649
Std. Dev.	0.0295	0.0107	0.0832	0.1029	0.0838	0.0809
Skewness	-0.0754	-0.2723	-0.3573	-0.9756	-0.7158	1.5768
Kurtosis	4.3832	3.4903	2.2293	5.6564	4.5838	7.0587
Jarque-Bera	9.7603	2.7076	5.5687	54.7698	22.9807	133.1878
Probability	0.0076	0.2583	0.0618	0.0000	0.0000	0.0000
	Irlanda					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	0.0059	0.0253	0.2043	0.0092	0.0023	-0.0002
Maximum	0.1328	0.0700	1.2466	0.3504	0.1783	0.2715
Minimum	-0.2201	-0.0660	-0.2682	-0.4407	-0.2358	-0.2248
Std. Dev.	0.0534	0.0244	0.3153	0.1089	0.0596	0.0576
Skewness	-0.6588	-1.5712	1.8954	-0.5133	-0.9471	0.6607
Kurtosis	5.1611	6.4243	6.7735	4.7706	4.8630	7.1458
Jarque-Bera	56.8571	191.7102	253.9089	37.1768	62.6491	168.0332
Probability	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
	Portugal					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Mean	0.0002	0.0278	0.0893	0.0092	0.0037	0.0023
Maximum	0.0879	0.0580	0.5287	0.3504	0.1586	0.2063
Minimum	-0.0658	-0.0170	-0.0841	-0.4407	-0.2344	-0.1767
Std. Dev.	0.0258	0.0131	0.1095	0.1089	0.0563	0.0550
Skewness	0.3505	-1.0129	2.2356	-0.5133	-0.5743	0.8167
Kurtosis	3.4386	5.1293	8.6382	4.7706	5.1681	4.9242
Jarque-Bera	6.0681	76.658	459.5573	37.1768	53.4252	56.5393
Probability	0.0481	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações

Se medirmos a volatilidade ou risco de uma variável pelo seu desvio-padrão, verificamos que no geral, de todas as variáveis em análise e de todos os países estudados, OIL é aquela que evidencia maior risco. Das restantes variáveis, a volatilidade é superior no IA da AL, UK, FR, IT e GR. Todavia, verificamos que é ao agregado meios monetários mais líquidos (M1) que atribuímos o valor elevado de volatilidade em países como Espanha, Portugal e Irlanda. Também na Grécia e na Itália, M1 revela ter valores de volatilidade elevados, depois de OIL e do IA. Estes 5 países constituem exatamente o grupo dos GIPSI, ou seja, os que enfrentaram graves problemas económicos e financeiros durante o período em análise, muito devido à crise do *sub-prime* que se espalhou dos EUA aos restantes países Europeus.

O facto de se detetarem valores de volatilidade elevados para M1 não admira neste grupo de países, pois foram levadas a cabo políticas monetárias muito restritivas para conseguir combater os défices públicos destas economias e devido às restrições ao crédito que nesta altura se fizeram sentir. Mais ainda, três deles (IR, GR e PT, nesta ordem) recorreram a ajuda financeira externa para conseguir equilibrar as suas contas públicas com fortes restrições internas e políticas de austeridade duras, cujos consumidores e produtores internos tiveram de enfrentar para dar resposta aos memorandos de entendimento e ajuda financeira.

Na AL, FR, ES, IR e PT atingiram-se valores negativos mínimos de todas as variáveis, no UK apenas CPI e M1 têm valores mínimos positivos, embora na IT e na GR apenas CPI apresenta valores mínimos positivos. Relativamente aos valores de *skewness* (assimetria) e *kurtosis* evidenciados pela análise descritiva podemos verificar que em todos os países estes valores afastam-se dos valores de referência para uma distribuição normal. Para o coeficiente de assimetria o valor comum para uma distribuição normal é igual a zero, o que implica geralmente uma distribuição simétrica. Quando os valores para a curtose encontram-se próximos de três significa que os dados seguem uma distribuição normal. Tal como se pode verificar pela tabela 2 nenhum país apresenta um valor para a curtose próximo de três, o que significa que os dados não seguem uma distribuição normal. O que já era expectável face a resultados obtidos por outros estudos que utilizaram nas suas análises variáveis deste tipo. O resultado de os dados não seguirem uma distribuição normal é confirmado pelos valores do teste Jarque-Bera e respetivo *p-value* que rejeitam a hipótese de “normalidade” das variáveis em estudo.

Seguindo em frente na nossa análise apresentamos na tabela 3 as correlações (coeficientes de correlação de *Pearson*) entre as variáveis em estudo para os oito países em análise.

Verifica-se da análise da tabela 3 que PI é negativamente correlacionado com CPI na AL, no UK, na FR, na IT e na ES, sendo negativamente correlacionado com M1 e IO no UK, com IO em PT, GR e IR e só se correlaciona negativamente com OIL na GR. Já a variável CPI aparenta ter correlação negativa com todas as outras variáveis na IT, apenas com M1 no UK, na GR e na IR, com OIL e IA na AL, na FR, na ES, na GR, na IR e em PT, sendo ainda negativamente correlacionado com o IO em UK, IT e IR. A disponibilidade monetária imediata (M1) parece ter correlação positiva com OIL e IA em

todos os países exceto no UK para com IA, sendo a correlação entre M1 e IO negativa na IT, na GR e em PT.

Tabela 3: Coeficientes de correlação de *Pearson* por país

Alemanha							Espanha					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
PI	1.000	-0.038	0.104	0.139	0.224	0.109	1.000	-0.029	0.146	0.199	0.114	0.037
CPI	-0.038	1.000	-0.665	-0.118	-0.114	0.025	-0.029	1.000	0.031	-0.071	-0.144	0.058
M1	0.104	-0.665	1.000	0.130	0.132	0.103	0.146	0.031	1.000	0.082	0.127	0.107
OIL	0.139	-0.118	0.130	1.000	0.035	0.239	0.199	-0.071	0.082	1.000	0.063	0.150
IA	0.224	-0.114	0.132	0.035	1.000	0.214	0.114	-0.144	0.127	0.063	1.000	-0.183
IO	0.109	0.025	0.103	0.239	0.214	1.000	0.037	0.058	0.107	0.150	-0.183	1.000
Reino Unido							Grécia					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
PI	1.000	-0.067	-0.046	0.123	0.198	-0.049	1.000	0.006	0.101	-0.006	0.042	-0.048
CPI	-0.067	1.000	-0.247	-0.100	0.002	-0.079	0.006	1.000	-0.201	-0.075	-0.164	0.090
M1	-0.046	-0.247	1.000	0.057	-0.056	0.078	0.101	-0.201	1.000	0.111	0.212	-0.266
OIL	0.123	-0.099	0.057	1.000	0.136	0.152	-0.006	-0.075	0.111	1.000	0.281	0.006
IA	0.198	0.002	-0.056	0.136	1.000	-0.004	0.042	-0.164	0.212	0.281	1.000	-0.269
IO	-0.049	-0.079	0.078	0.152	-0.004	1.000	-0.048	0.090	-0.263	0.006	-0.269	1.000
França							Irlanda					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
PI	1.000	-0.065	0.182	0.065	0.148	0.094	1.000	0.018	0.059	0.031	0.015	-0.015
CPI	-0.065	1.000	0.131	-0.117	-0.235	0.049	0.018	1.000	0.087	-0.094	-0.150	-0.031
M1	0.182	0.131	1.000	0.122	0.182	0.070	0.059	0.087	1.000	0.068	0.113	0.008
OIL	0.065	-0.117	0.122	1.000	0.331	0.241	0.031	-0.094	0.068	1.000	0.077	0.130
IA	0.148	-0.235	0.182	0.331	1.000	0.275	0.015	-0.150	0.113	0.077	1.000	0.012
IO	0.094	0.049	0.070	0.241	0.275	1.000	-0.015	-0.031	0.008	0.130	0.012	1.000
Itália							Portugal					
	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
PI	1.000	-0.066	0.083	0.100	0.018	0.138	1.000	0.036	0.086	0.130	0.061	-0.068
CPI	-0.066	1.000	-0.537	-0.099	-0.155	-0.009	0.036	1.000	-0.091	-0.069	-0.176	0.052
M1	0.083	-0.537	1.000	0.066	0.155	-0.001	0.086	-0.091	1.000	0.101	0.153	-0.036
OIL	0.099	-0.099	0.066	1.000	0.175	0.123	0.130	-0.069	0.101	1.000	0.056	0.121
IA	0.018	-0.155	0.155	0.175	1.000	-0.109	0.061	-0.176	0.153	0.056	1.000	-0.075
IO	0.138	-0.009	-0.001	0.123	-0.109	1.000	-0.068	0.052	-0.036	0.121	-0.075	1.000

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações

Devemos ainda dizer que a correlação entre OIL e os índices do mercado financeiro, quer por ações, quer por obrigações, evidencia valores positivos reforçando a estreita ligação entre os mercados de mercadorias e os mercados financeiros onde tendencialmente

os dois se movem no mesmo sentido. Relativamente à correlação entre os dois índices financeiros, a correlação entre IA e IO é negativa no UK, na IT, na ES, na GR e em PT, sendo que quando positiva a correlação entre os dois índices é mais elevada no caso da FR, seguindo-se a AL. Note-se que nenhum dos valores de correlação em análise invalida a utilização do VAR em detrimento de um modelo VECM (*vector error correction model*) pois nenhum dos valores de correlação é suficientemente elevado para que se justifique a alteração em termos de estimação.

O trabalho empírico em séries temporais pressupõe que a série temporal subjacente seja estacionária (Gujarati, 2006). Na especificação de modelos econométricos é fundamental evitar cair no erro da não estacionariedade das variáveis, ou seja, variáveis que não apresentem média e variância constantes ao longo do tempo. Algumas séries temporais financeiras ou económicas, como por exemplo o preço das ações ou o Produto Interno Bruto (PIB), não apresentam uma das condições acima referidas ou verificam a chamada tendência. Desta forma, e a fim de evitar regressões espúrias, é de extrema importância a realização prévia de testes à estacionariedade de todas as variáveis do modelo antes de se prosseguir a qualquer estimação. De acordo com Hosseini et al. (2001), existem vários testes às raízes unitárias, no entanto, um dos mais utilizados pela literatura para determinar se uma série temporal é estacionária (ou não estacionária) corresponde ao teste Dickey-Fuller Aumentado (ADF). Este teste foi desenvolvido por Dickey e Fuller (1981), para o caso em que o termo do erro ε_t apresenta correlação, e consiste na estimação da seguinte regressão:

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \beta_2 T + \rho Y_{t-1} + \sum_{i=1}^k \alpha \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (17)$$

onde Y_t é a variável no momento t , T é a tendência temporal, Δ é o operador das diferenças, ε é o termo do erro cuja distribuição apresenta média zero e variância σ^2 , e k corresponde ao número de desfasamentos assumidos na equação ADF. Se $\rho = 1$ verifica-se a existência de uma raiz unitária e os termos não-estacionariedade, passeio aleatório e raiz unitária podem ser tratados como sinónimos (Gujarati, 2006, p. 643).

As variáveis identificadas como não estacionárias podem tornar-se estacionárias através da transformação às primeiras diferenças. Uma série temporal diz-se ser integrada de ordem d (tem d raízes unitárias) se se tornar estacionária depois de diferenciada d vezes (Hosseini et al., 2011, p. 236).

Para os oito países em análise cada teste ADF foi restrito a um determinado número de *lags*, selecionados a partir do critério de informação Akaike - AIC. Apesar de o aumento do número de *lags* obrigar à estimação de parâmetros adicionais e consequente perda de graus de liberdade, a rejeição da hipótese nula de existência de raiz unitária não ficou comprometida (segundo o teste ADF, H_0 = a variável tem raiz unitária). A tabela 4 apresenta o número ótimo de desfasamentos obtidos para cada país, usando as variáveis a incluir na estimação.

Tabela 4: Seleção da ordem de defasamentos a incluir na estimação VAR

País	AIC*
Alemanha	3
Reino Unido	2
França	1
Itália	2
Espanha	2
Grécia	1
Irlanda	2
Portugal	2

**lag order selected by Akaike information criterion*

Sendo um requisito à aplicação do modelo VAR, a verificação da estacionariedade das seis variáveis tornou-se a primeira etapa empírica a ser realizada antes da apresentação de resultados. A estacionariedade das séries temporais foi verificada através da aplicação do teste ADF (Dickey e Fuller aumentado) para cada série temporal e em cada país. As hipóteses testadas são: H_0 : existe raiz unitária (série não estacionária), contra a hipótese alternativa H_1 : não existe raiz unitária (série estacionária)².

Na tabela 5 apresentamos os testes às raízes unitárias utilizando as variáveis na sua forma bruta, ou seja, tal como foram descritas na tabela 1. Através da aplicação do teste à existência de raiz unitária ADF, apenas duas variáveis, CPI e M1, verificaram-se não estacionárias e isto para todos os países exceto no UK e na IR, tal como evidenciado pelos valores destacados a cinza na tabela 5. Nestes casos, procedeu-se à estacionarização da série transformando-se as mesmas nestes países às primeiras diferenças e voltou-se a verificar se as mesmas seriam agora estacionárias.

Tal como podemos comprovar na tabela 6, as variáveis passaram a ser todas estacionárias e partimos destas especificações para obter os valores das estimativas resultantes da aplicação do modelo VAR, cujos resultados serão apresentados e discutidos na secção seguinte. As restantes variáveis (PI, OIL, IO, IA) revelaram-se estacionárias e foram usadas nas estimações de acordo com a sua descrição na tabela 1.

No âmbito desta temática de análise da relação entre variáveis macroeconómicas e índices de ações e obrigações, vários estudos foram realizados com o intuito de compreender a relação existente entre diferentes séries temporais. Dada a não estacionariedade verificada muitas vezes nas séries financeiras e económicas, a cointegração é o método mais utilizado na literatura para analisar esta dinâmica (por exemplo, Ameer, 2007; Humpe e Macmillan, 2009; Hosseini et al., 2011). Este método permite que a combinação linear de duas variáveis não estacionárias seja estacionária, ou

² Se a hipótese nula for rejeitada, isto é, a série temporal é estacionária, pode-se então utilizar o teste t-student usual. Caso o valor absoluto calculado da estatística tau exceder o valor crítico nas estatísticas tau de Dickey e Fuller, então rejeita-se a hipótese nula e a série temporal é estacionária. Por outro lado, se o valor calculado não exceder o valor crítico tau, não se rejeita a hipótese nula, o que significa que a série temporal é não estacionária. Neste caso, transforma-se as séries temporais não estacionárias em estacionárias através de diferenças ou tendências.

seja, as tendências estocásticas das duas séries anulam-se entre si. No entanto, tal como Park e Shenoy (2002), Merikas e Merika (2006), Ameer (2007), Abugri (2008), entre outros, o modelo utilizado na presente tese corresponde ao modelo vetorial auto-regressivo (VAR).

Tabela 5: Teste inicial às raízes unitárias

	Alemanha		Reino Unido		França		Itália	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
PI	-5.816	0.0000	-18.599	0.0000	-4.976	0.0004	-5.839	0.0000
CPI	-3.317	0.0662	-7.067	0.0000	-2.384	0.3862	-3.292	0.0705
M1	-2.651	0.2584	-5.418	0.0001	-3.286	0.0727	-2.627	0.2687
OIL	-14.728	0.0000	-14.788	0.0000	-11.753	0.0000	-14.677	0.0000
IA	-13.884	0.0000	-13.470	0.0000	-9.190	0.0000	-14.117	0.0000
IO	-10.664	0.0000	-12.256	0.0000	-10.877	0.0000	-11.042	0.0000
	Espanha		Grécia		Irlanda		Portugal	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
PI	-7.335	0.0000	-21.542	0.0000	-15.261	0.0000	-16.339	0.0000
CPI	-3.268	0.0746	-5.186	0.0000	-3.328	0.0645	-2.740	0.2180
M1	-2.743	0.2207	-1.445	0.8425	-3.274	0.0734	-3.310	0.0674
OIL	-14.719	0.0000	-8.849	0.0000	-14.719	0.0000	-14.719	0.0000
IA	-13.040	0.0000	-8.524	0.0000	-11.497	0.0000	-11.973	0.0000
IO	-10.781	0.0000	-12.107	0.0000	-13.819	0.0000	-14.825	0.0000

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Os valores destacados a cinza referem-se às variáveis que revelaram ser não estacionárias por aplicação do modelo ADF. Nos valores apresentados assumimos a existência de constante e tendência, sendo que os resultados finais não mudavam usando as outras especificações disponíveis no teste ADF. Foram considerados *Mackinnan (1996) one-sided p-values* e um *maxlag* de 8.

O método VAR é um método semelhante aos modelos de equações simultâneas, no qual todas as variáveis são consideradas endógenas no seu conjunto. Neste modelo, cada variável endógena é explicada pelos seus valores passados e pelos valores passados das restantes variáveis, sendo a sua aplicação ideal nos casos em que se verifica uma causalidade bilateral entre variáveis. Apesar de ser considerado por muitos críticos como um modelo aleatório que usa pouca informação *à priori*, o modelo VAR é um método simples que, por vezes, obtém melhores resultados que outros modelos mais complexos de equações simultâneas.

A representação matemática de um sistema VAR é dada por:

$$y_t = x_t + \sum_{j=1}^j A_j \times y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (18)$$

Em relação à ordem adotada, o modelo VAR é ordenado da variável mais exógena à menos exógena. Assim, parece razoável assumir-se que o índice de produção industrial

apareça em primeiro e só depois a variável respeitante aos preços (CPI) ou inflação. Prevê-se que estas tenham reflexo na massa monetária e nos preços dos mercados de mercadorias, nomeadamente no preço do petróleo que tendencialmente aumenta com o aumento da produção. Alguns autores como Park e Shenoy (2002), Ameer (2007) e Park e Ratti (2008), também posicionam as variáveis macro inicialmente e os índices no final. Assim, nas nossas estimações $y = (PI, CPI, M1, OIL, IA, IO)$ sendo todas as variáveis simultaneamente exógenas e endógenas.

Tabela 6: Testes às raízes unitárias após transformação às primeiras diferenças

	Alemanha		Reino Unido		França		Itália	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
PI	-5.816	0.0000	-18.599	0.0000	-4.976	0.0004	-5.839	0.0000
CPI	-3.317	0.0662	-7.067	0.0000	-10.541*	0.0000	-3.292	0.0705
M1	-15.535*	0.0000	-5.418	0.0001	-3.286	0.0727	-16.129*	0.0000
OIL	-14.728	0.0000	-14.788	0.0000	-11.753	0.0000	-14.677	0.0000
IA	-13.884	0.0000	-13.470	0.0000	-9.190	0.0000	-14.117	0.0000
IO	-10.664	0.0000	-12.256	0.0000	-10.877	0.0000	-11.042	0.0000
	Espanha		Grécia		Irlanda		Portugal	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
PI	-7.335	0.0000	-21.542	0.0000	-15.261	0.0000	-16.339	0.0000
CPI	-3.268	0.0746	-5.186	0.0000	-3.328	0.0645	-11.229*	0.0000
M1	-15.090*	0.0000	-10.425*	0.0000	-3.274	0.0734	-3.340	0.0674
OIL	-14.719	0.0000	-8.849	0.0000	-14.719	0.0000	-14.719	0.0000
IA	-13.040	0.0000	-8.524	0.0000	-11.497	0.0000	-11.973	0.0000
IO	-10.781	0.0000	-12.107	0.0000	-13.819	0.0000	-14.826	0.0000

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Nos valores apresentados assumimos a existência de constante e tendência, sendo que os resultados finais não mudavam usando as outras especificações disponíveis para o teste ADF. Foram considerados *Mackinnan (1996) one-sided p-values* e um *maxlag* de 8. * significa que a variável foi testada quanto à sua estacionariedade depois de transformada às primeiras diferenças.

Uma vez que os coeficientes estimados pelo modelo VAR são de difícil interpretação, é frequente obterem-se as funções de impulso resposta (FIR) e a decomposição da variância (DV) como auxiliares à interpretação dos resultados. As FIR descrevem a resposta de uma variável face a um impulso, no tempo, de outra variável, mantendo as restantes constantes. Esta técnica é usada para produzir o trajeto temporal das variáveis dependentes no modelo VAR, em relação a choques que ocorram em outras variáveis. Assim, a resposta da variável dependente no sistema VAR define choques no termo do erro e evidencia o impacto desses choques para períodos futuros. Caso o sistema seja estável, qualquer choque deverá convergir para zero, enquanto num instável a trajetória terá uma tendência explosiva.

A DV é um método alternativo às FIR, que examina os efeitos dos choques nas variáveis dependentes. Esta técnica determina quanto do erro previsional da variância, de qualquer variável no sistema, é explicada pelas "inovações" ou saltos de cada uma das variáveis explicativas, dada uma série de intervalos de tempo (aqui de 1 a 24 meses).

Tal como referimos anteriormente, os resultados dependem da ordenação das variáveis no modelo VAR estimado, sendo que no presente trabalho foi estimado um VAR para cada um dos 8 países em análise. Em suma, a decomposição da variância (DV) traduz a percentagem da variância do erro produzido na previsão de uma variável, devido a um choque específico de outra variável num determinado período de tempo. Os coeficientes desta podem ser interpretados também enquanto elasticidades, implicando assim que um aumento de 1% numa variável terá um impacto, em equilíbrio, de x % de aumento noutra variável.

De forma a evitar erros de estimação é necessário proceder à verificação do número ótimo de desfasamentos, já mencionado anteriormente, da estacionariedade das variáveis, cujos resultados dos testes já foram apresentados, e da correlação para cada uma das variáveis antes de se avançar para a estimação VAR, funções impulso resposta e decomposição da variância do erro de previsão.

4. Resultados empíricos e discussão

Nesta secção apresentam-se e discutem-se os resultados obtidos da aplicação do modelo VAR a cada um dos países em análise. Dada a dimensão das figuras associadas às funções impulso resposta (FIR), decidimos remeter as mesmas para anexos e aqui iremos discutir os resultados que as mesmas evidenciam. Das figuras 1 a 8 no apêndice (AL, UK, FR, IT, ES, GR, IR e PT, respetivamente) verificamos as funções impulso resposta às inovações de *Cholesky* de um por cento de desvio padrão e os respetivos intervalos de confiança a 99%. Nas tabelas 7 a 14 verificam-se os resultados obtidos pelas decomposições das variâncias para os países Alemanha, Reino Unido, França, Itália, Espanha, Grécia, Irlanda e Portugal, respetivamente.

4.1 Resultados empíricos das funções impulso resposta

Verificamos que na Alemanha um choque de inflação provoca uma resposta positiva de PI no muito curto prazo (1 mês), mas que rapidamente decai a valores negativos (2 a 3 meses) para depois tornar a aumentar, sempre com significância estatística evidenciada pela banda de intervalo de confiança que não ronda o valor zero, dissipando-se este impacto do 5º mês em diante. A PI reage ainda de forma negativa a choques de M1, reagindo positiva e estatisticamente significativa a choques de OIL, de IA e de IO (este último somente no 3º mês). Todavia, verificam-se choques que ocorrem no muito curto prazo pois tendem a dissipar-se do mês cinco em diante. Ainda para a Alemanha verificam-se choques estatisticamente significativos no curto prazo e positivos de OIL sobre CPI, da PI sobre M1 (consistente com o aumento da massa monetária em circulação devido ao aumento da produção e das trocas), de M1 sobre OIL, do IA e IO sobre o OIL, de M1 sobre IA e de CPI sobre o IO.

São negativa e estatisticamente significativos os choques de M1 sobre CPI (consistente com o facto de que se a oferta de moeda é superior à procura, o preço da moeda baixa e, ao baixarem as taxas de juro, também o nível de preços baixa no curto prazo – efeito imediato, *ceteris paribus*), os choques de CPI sobre a M1, de CPI sobre OIL, de PI e OIL sobre IA, de CPI sobre o IA, de M1 sobre o IO da Alemanha, bem como do choque dos retornos do petróleo sobre o IO. É ainda negativo e estatisticamente significativo o choque do IA sobre IO. À semelhança do que se conseguia ver em termos de choques positivos, também nas variáveis que implicam choques negativos sobre as outras verificam-se que estes choques são de curto prazo e todos tendem a dissipar-se no espaço de aproximadamente cinco meses.

Relativamente ao Reino Unido são negativamente significativos os choques de CPI e os de M1 sobre PI, os choques de M1 sobre CPI, os de CPI e de OIL sobre M1, os de PI e inflação sobre OIL e os de PI e de OIL sobre o índice de ações. Na figura 2 podemos ainda verificar que são positivos e estatisticamente significativos os choques de OIL e de IA sobre PI, os de PI sobre M1, os de M1, IA e IO sobre os retornos do petróleo, bem como os

de PI e IA sobre o índice de obrigações inglês. À semelhança do que já ocorria na Alemanha, os choques continuam a ser verificados no muito curto prazo e tendem a convergir para zero a partir do 5º mês.

Na França (figura 3 no anexo) a duração dos choques parece ser ainda de maior curto prazo se atendermos ao facto de que a maioria destes se dissipa do 2º/3º mês em diante. Verificam-se choques positivos e estatisticamente significativos de todas as restantes variáveis sobre PI, exceto do IO que aparenta não ser estatisticamente significativo, de OIL sobre a CPI, da PI e do IA sobre M1 e de PI, M1 e IA sobre OIL. Os resultados também parecem indiciar que os choques de CPI sobre OIL, os de M1 e de OIL sobre o IA e os de CPI, OIL e IA sobre o IO são negativos e estatisticamente significativos.

Relativamente à Itália (ver figura 4) verificamos que choques de PI sobre CPI são positivos e com efeitos duradouros ao longo do tempo, bem como os dos aumentos do preço do petróleo e os dos índices de obrigações (efeito taxa de juro dos mercados da dívida) sobre CPI parecem prolongar-se no tempo e não têm tendência a dissipar-se como nos restantes casos. Verifica-se ainda que choques relativos de CPI, OIL, IA e IO provocam um impacto positivo e estatisticamente significativo sobre a atividade económica na Itália, se medirmos a mesma pelo índice de PI. São ainda positivos e estatisticamente significativos os choques de CPI sobre M1, os de M1, IA e IO sobre os preços dos produtos petrolíferos de referência, bem como os de CPI e M1 sobre o índice de obrigações de referência do mercado Italiano. Relativamente aos choques negativos e significativos estes verificam-se, no curto prazo e dissipando-se rapidamente (de 5 meses em diante na generalidade dos casos), quando ocorrem choques da PI sobre M1, de M1 e OIL sobre o índice de referência do mercado acionista italiano, bem como os choques que advêm de mercado obrigacionista para o de ações, evidenciando uma resposta contrária entre mercados financeiros neste país.

Na figura 5 do apêndice apresentam-se os resultados obtidos para as funções impulso resposta na Espanha. Daqui retiramos um conjunto de informações interessantes que nos permitirão posteriormente concluir sobre as interações verificadas entre as variáveis em estudo. Por exemplo, sendo este um dos países que sofreu “ameaças” de recurso à ajuda externa e que, de entre o conjunto dos 8 países aqui analisados, é aquele que apresenta maior taxa de desemprego, verificamos à semelhança da Itália choques prolongados que não se dissipam no tempo de PI e OIL sobre CPI, que são positivos e estatisticamente significativos. Inflação, IA e OIL parecem ter um efeito positivo e significativo no muito curto prazo (choques de duração de 2 a 3 meses à semelhança da França) sobre a PI espanhola, sendo os de IA e IO sobre OIL e os de M1 e IA sobre IO também positivos e estatisticamente significativos. Aparentam ter uma resposta negativa e significativa a choques de CPI a M1, a choques de PI e CPI o OIL, a choques de PI e CPI o índice de ações geral IBEX e o IO por resposta a choques de CPI.

Na Grécia (figura 6) somente a variável IO aparenta ter um impacto significativo, embora que negativo, sobre PI. Se tentarmos relacionar as duas variáveis, verificamos que o andamento das taxas de juro de referência para títulos de dívida pública influenciam negativamente e no curto prazo a atividade económica, o que não surpreende dado este

país ter recorrido à ajuda externa e ser, de entre os três que o fizeram e que aqui são analisados, o que em pior situação se encontra e ainda não ter conseguido recuperar a capacidade de obter refinanciamento junto dos mercados e continuar assim a depender de injeções monetárias. Neste país as variáveis CPI, em resposta a OIL; OIL, em resposta a PI e IA; e IO em resposta a choques de M1 e do IA, parecem responder positiva e significativamente. Mas negativa e significativamente respondem as variáveis CPI a M1 e IA, OIL a CPI e M1 e finalmente IA a PI e OIL.

Já na Irlanda e tal como podemos verificar pela análise da figura 7, a PI responde positiva e significativamente a choques de M1 com dissipação de efeitos rápida; CPI responde de forma positiva e prolongada a choques de PI, OIL e IA; OIL responde a IA e IO de forma positiva, mostrando o estreitamento da relação entre mercados de derivados de petróleo e financeiros na Irlanda; e sendo que IA e IO respondem de forma positiva e significativa a choques de PI. Só conseguimos verificar respostas negativas e significativas de OIL a PI, CPI e M1, de IA a CPI e IO e de IO a choques de CPI.

Finalmente em Portugal (ver figura 8 no apêndice) continuam a verificar-se os mesmos choques prolongados e positivos de OIL e PI sobre CPI. Apenas os choques de CPI provocam efeitos positivos sobre a PI, assim como a resposta de IO a CPI, M1 e IA é positiva e significativa, mas que rapidamente se dissipa (até 5 meses até desaparecer por completo o efeito do impacto imediato). Também OIL reage positivamente a choques de IA. Relativamente às respostas negativas, estas são significativas para M1 em relação a choques de CPI, de OIL a choques de PI, de IA a choques externos de PI e IO e de IO a OIL.

Do conjunto de países em análise e atendendo às FIR aqui apresentadas podemos concluir em termos gerais que no curto prazo PI reage positivamente a choques de CPI, exceto no UK onde o choque é negativo e na Grécia e na Irlanda onde os choques não revelam significância estatística. No grupo dos GIPSI e na Alemanha verificam-se respostas prolongadas da inflação que não tendem a dissipar-se ao longo do tempo face a choques noutras variáveis macroeconómicas mas onde os impactos do mercado financeiro sobre a mesma só são significativos no caso da Irlanda, Grécia e Itália.

No global evidenciamos respostas curtas, quando significativas, de umas variáveis face às outras que se tendem a dissipar rapidamente no tempo, ou seja, num espaço que vai de 2 até 5 meses e posteriormente indiciam desaparecer por completo. Mais ainda, o facto de que só no UK a PI parece reagir negativamente a choques de CPI pode ser explicado pelo facto de este ser o único país em análise que não adotou o euro como moeda única e logo não têm políticas monetárias tão apertadas e controladas como os restantes em que facilmente se adequam às necessidades instantâneas do mercado. Este é também o único país em que a variável OIL tem sempre uma resposta significativa face aos choques das demais variáveis em estudo o que também pode ser justificado se atendermos ao facto de que do grupo dos oito aqui estudados, o UK é o país menos dependente de importações de petróleo e daí a reação a alterações macroeconómicas e financeiras ser mais significativa.

Finalmente, podemos retirar ilações da relação existente entre os mercados de ações e obrigações e OIL uma vez que, para todos os países em análise, a variável OIL tende a

reagir positiva e significativamente a choques advindos de IA e de IO (para alguns países somente neste último), o que é facilmente justificado pelo facto de que se os mercados financeiros estão em alta, toda a economia reage de forma positiva e isso tendencialmente acaba por provocar aumentos de preços do petróleo. Ao contrário, IA e IO tendem a reagir negativa e significativamente a choques de OIL, com exceção de alguns países no caso do IO e de todo (não se revelou significativo) em países como a Espanha e a Irlanda.

4.2 Resultados empíricos das decomposições da variância

De forma a complementar os resultados das funções impulso resposta discutidos anteriormente, apresentamos agora os valores obtidos por decomposição da variância (DV) para cada um dos modelos VAR estimados por país. Os resultados são apresentados nas tabelas 7 a 14 que se apresentam de seguida e aqui procuramos discutir. Achamos relevante indicar que somente se apresentam os resultados desta DV para horizontes previsionais de 1, 6, 12, 18 e 24 meses sendo que os mesmos devem ser lidos como a capacidade explicativa das variáveis em coluna sobre os erros de previsão da variância das variáveis enunciadas em cada um dos painéis. Assim, e a título de exemplo, na tabela 7 verificamos que 8.92% da variância do erro produzido na previsão de PI a um ano (12 meses) é devido a um choque de CPI.

Por forma a melhor percebermos o tipo de conclusões que conseguimos retirar destas tabelas, vamos proceder a uma análise inicial por países e depois efetuamos uma análise global para o conjunto de países analisados. Para já podemos afirmar que na generalidade dos países a capacidade explicativa das variáveis aumenta com os horizontes temporais e que são as variáveis macro que maior capacidade explicativa apresentam sobre os erros previsionais uma das outras e que simultaneamente são estas inovações nas variáveis macroeconómicas que mais conseguem explicar a variância dos erros dos índices do mercado financeiro, quer para ações, quer para obrigações.

Na tabela 7 para a Alemanha conseguimos verificar que o erro previsional da variância de PI é explicado fundamentalmente por CPI e pelo OIL. Verificamos também que no longo prazo (considerando 2 anos ou 24 meses) um aumento de 1% em IA e em IO tem um impacto, em equilíbrio, respetivamente de 2.92% e 2.42% de aumento em PI. Podemos ver que o erro previsional da variância de CPI é fundamentalmente explicado pelas inovações ou saltos do agregado M1 e pelos impactos de OIL (11.15% a 2 anos). Os efeitos contemporâneos de 1 mês não merecem grande interpretação pois é normal verificarem-se valores de zero para estes períodos em termos de decomposição de variâncias (Kim, 2003; Du, 2006; Ameer³, 2007).

Ainda na Alemanha os resultados empíricos parecem indiciar que os erros de previsão da variância dos meios monetários mais líquidos são fundamentalmente explicados por alterações ocorridas em CPI e PI, sendo que os erros previsionais da variância de OIL são mais facilmente explicados por variações que ocorram em CPI e M1. Relativamente aos índices de ações e obrigações a variável CPI continua em ambos a ter grande capacidade

³ Valores verificados, neste autor, para o período de 1 trimestre.

explicativa em termos de erros previsionais, independentemente do horizonte temporal considerado. Todavia, considerando o período de 24 meses, 6.89% dos erros da previsão de IA devem-se a um choque de PI, que é mais forte que qualquer um provocado por uma das outras variáveis aqui utilizadas na análise.

Tabela 7: Decomposição da variância para a Alemanha

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	80.317	6.357	3.930	4.194	2.913	2.288
	12	77.345	8.918	3.972	4.399	2.915	2.451
	18	75.963	10.063	4.055	4.584	2.915	2.420
	24	75.731	10.236	4.071	4.622	2.922	2.417
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	0.096	99.904	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	1.200	84.911	3.692	9.614	0.329	0.254
	12	1.571	81.396	4.851	10.836	0.984	0.362
	18	1.606	80.618	5.064	11.110	1.180	0.422
	24	1.609	80.518	5.088	11.146	1.208	0.431
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	0.858	0.691	98.451	0.000	0.000	0.000
	6	2.885	3.930	89.947	0.691	1.608	0.939
	12	2.883	4.343	89.225	0.743	1.735	1.070
	18	2.886	4.750	88.751	0.811	1.735	1.066
	24	2.885	4.831	88.647	0.831	1.739	1.067
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.546	2.689	0.929	95.837	0.000	0.000
	6	1.762	3.974	3.325	86.175	2.564	2.199
	12	1.834	5.213	3.457	84.735	2.574	2.186
	18	1.836	5.421	3.480	84.491	2.587	2.185
	24	1.836	5.439	3.482	84.469	2.588	2.185
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	3.590	1.975	3.780	0.354	90.301	0.000
	6	6.937	3.262	4.025	3.193	81.910	0.673
	12	6.918	4.969	4.088	3.406	79.931	0.688
	18	6.894	5.354	4.117	3.482	79.462	0.691
	24	6.890	5.401	4.122	3.493	79.401	0.692
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.398	1.451	0.458	2.604	3.933	91.157
	6	1.821	4.639	3.993	5.268	8.055	76.225
	12	1.947	6.223	4.128	5.452	7.919	74.329
	18	1.949	6.457	4.152	5.504	7.911	74.028
	24	1.949	6.475	4.154	5.508	7.911	74.003

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações.

Tabela 8: Decomposição da variância para o Reino Unido

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	90.984	1.245	2.308	2.167	2.779	0.516
	12	90.746	1.263	2.520	2.176	2.774	0.521
	18	90.706	1.265	2.557	2.178	2.773	0.521
	24	90.700	1.265	2.563	2.178	2.773	0.522
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	0.003	99.997	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.497	93.761	4.994	0.618	0.049	0.081
	12	0.663	90.806	7.558	0.754	0.073	0.147
	18	0.690	90.328	7.969	0.777	0.078	0.158
	24	0.694	90.253	8.033	0.780	0.079	0.160
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	3.575	0.090	96.335	0.000	0.000	0.000
	6	4.430	2.682	89.546	1.827	0.377	1.138
	12	4.560	2.997	88.537	2.193	0.456	1.257
	18	4.578	3.042	88.399	2.242	0.466	1.273
	24	4.581	3.049	88.378	2.250	0.468	1.275
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	1.609	0.487	0.001	97.903	0.000	0.000
	6	1.621	2.016	2.046	88.692	4.238	1.387
	12	1.623	2.024	2.090	88.641	4.235	1.387
	18	1.623	2.024	2.098	88.632	4.235	1.387
	24	1.623	2.025	2.099	88.631	4.235	1.387
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	5.044	0.024	0.028	1.611	93.294	0.000
	6	5.187	0.555	1.174	3.069	89.871	0.144
	12	5.188	0.555	1.179	3.069	89.865	0.145
	18	5.188	0.555	1.180	3.069	89.864	0.145
	24	5.188	0.555	1.180	3.069	89.863	0.145
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	1.446	0.582	0.442	1.240	0.045	96.245
	6	2.205	0.848	0.544	3.993	6.767	85.642
	12	2.209	0.856	0.632	3.996	6.760	85.547
	18	2.210	0.857	0.646	3.996	6.759	85.532
	24	2.210	0.857	0.648	3.996	6.759	85.530

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Convém ainda referir que é o IA que apresenta maior capacidade explicativa sobre os erros previsionais da variância de IO na Alemanha, seguido dos choques de CPI e dos

preços do petróleo, tornando ainda mais evidente a relação identificada previamente pelas FIR da relação entre os dois mercados.

Podemos também afirmar que a maior capacidade explicativa dos erros previsionais da variância de cada uma das variáveis em estudo se deve fundamentalmente a variações delas próprias, sendo que revelam sempre maior capacidade explicativa que todas as outras que com elas interagem.

Verificamos ainda, que independentemente do país em análise a capacidade explicativa dos índices do mercado financeiro sobre as variáveis macroeconómicas é relativamente pequena, sendo que no caso específico da Alemanha os valores oscilam entre os 2.92% e os 0.43% para um período previsional de 24 meses.

Relativamente ao Reino Unido verificamos pelos dados apresentados na tabela 8 que são as variáveis IA e M1, por esta ordem que mais conseguem explicar o erro previsional da variância de PI. A capacidade explicativa maior do índice de acções no caso do UK sobre PI pode ser justificada pela liquidez deste mercado e pela estrita relação com o ambiente macroeconómico, parecendo indicar que os investidores também tendem a rapidamente incorporar informação económica nas suas decisões de compra e venda de acções.

Já para a variável CPI verificamos que a 8,03% e 0.78% da variância do erro produzido na previsão da inflação se deve a choques de M1 e OIL, respectivamente, num horizonte temporal a 24 meses. A variável M1 vê uma parte substancial do seu erro previsional de variância explicado pelas variáveis atividade económica e inflação, mas são as inovações ou saltos de IA e M1 que maior capacidade explicativa têm sobre os erros previsionais de variância de OIL. Relativamente aos índices de mercado de acções e obrigações, vemos que choques de PI, OIL e M1, nesta ordem conseguem ter uma maior capacidade explicativa sobre os erros previsionais da variância no mercado acionista, mas são IA, OIL e PI que maior capacidade explicativa têm no mercado obrigacionista. Contudo, OIL mais uma vez se encontra fortemente relacionado com os dos índices de mercado, o que é normal dado que são ativos transacionados simultaneamente nos mercados financeiros.

Relativamente à capacidade explicativa dos índices de acções e obrigações sobre as variáveis macroeconómicas no UK e considerando um período previsional de 24 meses, verifica-se que o poder explicativo destas aumenta face aos resultados evidenciados na Alemanha, sendo que agora os valores de influência oscilam entre os 4.24% e os 0.08%.

Movendo a análise para a França e partindo dos valores apresentados na tabela 9, conseguimos ver que são as variáveis IA, CPI e OIL que tendencialmente mais conseguem explicar os erros previsionais da variância de PI. À semelhança do que tínhamos obtido para o UK, o índice de acções neste país também consegue ter um impacto superior sobre a actividade económica, mais do que a própria variável inflação e independentemente do período previsional em análise, apesar de ser somente uma diferença residual. Mais uma vez verificamos que no global, ambos os índices de acções e obrigações acabam por ter um fraco poder previsional sobre os erros da variância das restantes variáveis macroeconómicas, sendo que neste país os valores de capacidade explicativa destes dois índices, considerando um período de 24 meses, variam entre os 4.48% e os 0.01% (ver últimas duas colunas da tabela 9).

Tabela 9: Decomposição da variância para a França

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	86.461	4.153	1.247	3.337	4.482	0.320
	12	86.141	4.142	1.595	3.324	4.480	0.319
	18	86.079	4.140	1.663	3.321	4.479	0.318
	24	86.067	4.140	1.676	3.321	4.479	0.318
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	0.204	99.796	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	1.016	81.233	0.904	15.812	0.916	0.121
	12	1.044	80.946	1.208	15.755	0.927	0.120
	18	1.049	80.891	1.267	15.744	0.929	0.120
	24	1.051	80.880	1.279	15.742	0.929	0.120
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	3.255	0.901	95.844	0.000	0.000	0.000
	6	7.888	1.389	88.439	0.061	2.203	0.020
	12	8.051	1.435	87.955	0.053	2.487	0.019
	18	8.076	1.442	87.879	0.052	2.531	0.019
	24	8.081	1.443	87.865	0.052	2.539	0.019
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.392	9.263	0.918	89.427	0.000	0.000
	6	1.763	9.494	2.472	83.643	2.622	0.006
	12	1.793	9.461	2.820	83.293	2.627	0.006
	18	1.799	9.455	2.887	83.226	2.628	0.006
	24	1.800	9.453	2.900	83.212	2.629	0.006
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	0.860	0.321	1.230	8.621	88.968	0.000
	6	0.869	0.458	2.631	8.168	87.628	0.245
	12	0.897	0.462	2.916	8.140	87.340	0.245
	18	0.902	0.463	2.971	8.135	87.285	0.245
	24	0.903	0.463	2.982	8.134	87.274	0.245
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.035	3.566	0.002	2.870	4.228	89.300
	6	0.128	4.036	0.218	3.302	7.736	84.580
	12	0.133	4.034	0.274	3.300	7.734	84.524
	18	0.134	4.034	0.286	3.300	7.733	84.513
	24	0.135	4.034	0.288	3.300	7.733	84.511

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Ainda na França verificamos que os erros previsionais da variância da inflação são mais explicados por OIL e M1 do que pelas restantes variáveis, sendo que os choques específicos de PI e IA tendem a explicar mais do erro previsional dos meios monetários

mais líquidos (M1). Com referência a OIL, verificamos que CPI, M1 e IA são as três variáveis com maior capacidade explicativa sobre os erros previsionais da variância dos preços dos produtos petrolíferos, e nesta ordem. No que toca aos índices financeiros, no mercado de acções vemos que os erros na previsão de IA se devem fundamentalmente a inovações ocorridas nas variáveis OIL e M1, sendo que para o de obrigações são as variáveis IA, CPI e OIL que mais explicam o mesmo.

De seguida iremos discutir os resultados obtidos para os países que compõem os GIPSI (Grécia, Irlanda, Portugal, Espanha e Itália) em termos de decomposição da variância, na tentativa de perceber se neste grupo existem resultados muito distintos ou semelhantes face aos demais já apresentados para os três restantes países

Na tabela 10 apresentam-se os resultados obtidos para a decomposição da variância das variáveis utilizadas na estimação VAR. Verifica-se que neste país ambos os índices financeiros (ações e obrigações) têm capacidade explicativa sobre a variável PI. Aliás, pela ordem respectiva, são IA, OIL e IO que aparentam ter maior poder explicativo sobre os erros da variância de PI. Se olharmos somente para o horizonte temporal a 24 meses verificamos que IO deixa de ser a terceira variável com maior impacto sobre PI para passar a ser a inflação. Já os erros de previsão da inflação são mais explicados pela PI, OIL e IO. Até ao momento é neste país que maior influência se verifica dos índices financeiros sobre as variáveis macroeconómicas, mas mesmo assim os valores de influência a 2 anos variam entre os 5.20% e os 0.07%.

Se olharmos para os valores da decomposição da variância dos meios monetários mais líquidos na Itália, percebemos que a maior capacidade explicativa dos seus erros previsionais de variância se deve às variáveis PI e CPI, nesta ordem. Já os erros previsionais de OIL são mais facilmente explicados por M1 e CPI. Relativamente a IA os seus erros previsionais de variância são mais facilmente explicados por OIL e M1, sendo que no índice de obrigações são CPI, M1 e IA que maior capacidade explicativa detêm sobre os seus erros previsionais.

Continuamos a verificar a fraca influência de IA e IO nas restantes variáveis macroeconómicas (aqui e a 2 anos, os valores oscilam entre os 2.89% e os 0.08%) e um maior poder explicativo destas sobre os erros previsionais de variância dos índices de ações e obrigações para a Espanha. Os resultados para a decomposição da variância obtidos para este país são apresentados na tabela 11. Podemos ainda verificar que os erros previsionais de PI são tendencialmente mais fortemente explicados por IA e CPI, nesta ordem, mas são as variáveis OIL e PI que mais explicam os erros previsionais de inflação. Curiosamente neste país, o IO tem uma maior capacidade explicativa sobre os erros de previsão da variância de M1 que até a própria atividade industrial/económica (medida por PI, a segunda com maior influência). Já os erros previsionais de variância da variável OIL são mais fortemente explicados por CPI, PI e IO, nesta ordenação. É ainda mais forte a capacidade explicativa das duas principais variáveis macro aqui analisadas (CPI e PI) sobre os erros previsionais de IA. Finalmente, os erros previsionais de variância de IO devem-se fundamentalmente a inovações ocorridas em IA, CPI e OIL.

Tabela 10: Decomposição da variância para a Itália

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	86.628	1.599	0.391	3.102	5.263	3.016
	12	85.785	2.411	0.399	3.085	5.253	3.067
	18	85.311	2.908	0.398	3.089	5.220	3.075
	24	85.055	3.176	0.398	3.092	5.202	3.079
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	0.802	99.198	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	7.063	87.508	0.295	2.182	0.158	2.793
	12	8.954	84.353	0.298	2.860	0.090	3.444
	18	9.498	83.484	0.296	3.066	0.078	3.579
	24	9.712	83.143	0.295	3.147	0.073	3.630
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	0.502	3.033	96.464	0.000	0.000	0.000
	6	3.275	3.146	90.355	1.705	0.414	1.106
	12	3.286	3.232	90.229	1.713	0.422	1.118
	18	3.292	3.297	90.154	1.715	0.421	1.121
	24	3.296	3.332	90.112	1.716	0.421	1.122
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.309	1.492	1.096	97.104	0.000	0.000
	6	0.525	1.867	4.401	90.209	1.211	1.786
	12	0.598	2.457	4.371	89.563	1.203	1.808
	18	0.644	2.786	4.354	89.200	1.198	1.817
	24	0.669	2.964	4.345	89.004	1.196	1.823
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	0.006	0.083	0.619	1.880	97.411	0.000
	6	1.646	1.199	3.217	6.204	85.845	1.889
	12	1.691	1.712	3.199	6.180	85.295	1.924
	18	1.726	1.991	3.188	6.171	84.992	1.932
	24	1.745	2.142	3.183	6.167	84.828	1.936
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.453	0.879	2.010	0.166	1.284	95.207
	6	1.048	3.676	2.016	1.019	1.776	90.466
	12	1.101	4.119	2.007	1.034	1.768	89.971
	18	1.139	4.397	2.001	1.044	1.762	89.658
	24	1.160	4.548	1.997	1.050	1.758	89.487

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Tabela 11: Decomposição da variância para a Espanha

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	95.927	0.938	0.273	0.851	1.744	0.267
	12	95.511	1.324	0.272	0.889	1.737	0.267
	18	95.400	1.427	0.272	0.899	1.735	0.266
	24	95.370	1.456	0.272	0.902	1.734	0.266
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	1.763	98.237	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	5.492	87.333	0.033	6.960	0.069	0.112
	12	6.192	86.014	0.055	7.564	0.081	0.093
	18	6.316	85.779	0.059	7.672	0.084	0.090
	24	6.346	85.721	0.060	7.698	0.085	0.089
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	0.045	0.056	99.899	0.000	0.000	0.000
	6	1.562	1.006	93.512	0.810	0.924	2.184
	12	1.562	1.009	93.509	0.811	0.925	2.184
	18	1.562	1.011	93.508	0.811	0.925	2.184
	24	1.562	1.011	93.507	0.811	0.925	2.184
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	2.184	7.096	0.035	90.685	0.000	0.000
	6	3.017	7.524	1.581	83.916	1.036	2.926
	12	3.070	8.291	1.566	83.148	1.026	2.898
	18	3.083	8.491	1.562	82.950	1.024	2.890
	24	3.086	8.545	1.561	82.896	1.023	2.888
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	2.128	1.248	0.037	0.003	96.584	0.000
	6	3.778	4.707	0.110	1.448	89.109	0.848
	12	3.803	5.199	0.111	1.488	88.545	0.854
	18	3.810	5.328	0.111	1.500	88.399	0.853
	24	3.811	5.363	0.111	1.503	88.359	0.852
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.068	1.378	0.795	0.621	4.122	93.016
	6	0.451	3.466	1.128	1.820	4.853	88.283
	12	0.477	3.761	1.124	1.844	4.836	87.958
	18	0.485	3.842	1.123	1.851	4.831	87.868
	24	0.487	3.864	1.122	1.853	4.830	87.844

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Tabela 12: Decomposição da variância para a Grécia

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	96.198	0.039	0.320	0.577	1.127	1.740
	12	96.165	0.059	0.321	0.581	1.126	1.748
	18	96.157	0.067	0.322	0.581	1.126	1.748
	24	96.154	0.069	0.322	0.581	1.126	1.748
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	0.367	99.633	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.571	87.403	6.799	3.972	1.244	0.011
	12	0.607	86.481	7.414	4.276	1.209	0.013
	18	0.616	86.266	7.557	4.347	1.201	0.013
	24	0.619	86.198	7.602	4.369	1.199	0.013
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	0.121	1.419	98.460	0.000	0.000	0.000
	6	1.102	5.891	90.591	1.101	0.643	0.671
	12	1.094	8.132	88.248	1.217	0.656	0.653
	18	1.090	8.893	87.454	1.256	0.661	0.646
	24	1.088	9.158	87.178	1.269	0.662	0.644
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.032	3.777	0.025	96.166	0.000	0.000
	6	1.429	4.517	6.058	79.024	8.765	0.207
	12	1.422	5.388	6.091	78.214	8.681	0.205
	18	1.420	5.691	6.101	77.932	8.652	0.205
	24	1.419	5.797	6.105	77.833	8.641	0.204
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	1.158	0.002	0.084	5.428	93.329	0.000
	6	2.157	1.509	0.193	5.110	90.682	0.348
	12	2.152	2.152	0.262	5.109	89.980	0.346
	18	2.148	2.376	0.286	5.109	89.736	0.345
	24	2.147	2.455	0.294	5.109	89.650	0.345
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.178	0.890	3.227	0.807	8.068	86.829
	6	0.288	1.174	5.563	0.941	8.628	83.406
	12	0.289	1.329	5.570	0.948	8.614	83.250
	18	0.289	1.384	5.572	0.951	8.609	83.195
	24	0.289	1.403	5.573	0.952	8.607	83.176

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Olhando para os dados obtidos para a Grécia apresentados na tabela 12, verifica-se que são os mercados financeiros de acções e obrigações que ditam mais sobre PI. Este facto

pode ser, provável, e facilmente explicado pelo recurso ao plano de resgate interno e pelas condicionantes que enfrenta de acesso ao crédito, bem como do fecho atual da possibilidade de obter refinanciamento junto dos mesmos. Se olharmos para a variável CPI verificamos que grande parte dos seus erros de previsão da variância se deve a saltos que ocorram nas variáveis M1, OIL e IA.

Ainda na Grécia os erros previsionais de variância de M1 e OIL devem-se em grande parte às variáveis (as com maior capacidade explicativa) CPI, OIL e PI e às variáveis M1, CPI e IA, respectivamente. Olhando para os índices financeiros verifica-se que as maiores percentagens de variância do erro produzido na previsão de IA se devem a OIL, CPI e PI, sendo que no caso de IO, esta mesma capacidade explicativa é mais atribuída às variáveis IA, M1 e CPI.

Nas tabelas 13 e 14 apresentamos os resultados da decomposição da variância para os países Irlanda e Portugal, respetivamente. Olhando primeiro para o caso Irlandês, verificamos que a maior parte dos erros previsionais de PI se devem ou são explicados por variáveis como IO e M1. Atendendo ao facto de que este foi mais um dos países a recorrer à ajuda externa em termos de financiamento, a forte influência dos mercados de dívida e dos meios monetários mais líquidos é relevante e aceitável. Em termos de inflação, uma parte do erro previsional de variância da mesma deve-se a inovações ocorridas em OIL e IA, enquanto para as variáveis M1 e OIL, são, respetivamente, as variáveis PI e CPI e as variáveis CPI, IA e IO, nesta ordem, que maior influência indiciam exercer. Relativamente ao índice de ações irlandês, a percentagem da variância do erro produzido na previsão de IA devido a choques específicos de M1 e CPI parece superior, comparativamente, com as restantes variáveis analisadas e incluídas na regressão VAR. Já no IO são as variáveis PI e CPI que tendencialmente mais explicam do erro previsional da variância deste índice do mercado da dívida obrigacionista de referência na Irlanda.

Por último temos Portugal, o país da nossa amostra que saiu há bem pouco tempo do plano de resgate financeiro e onde ainda se continuam a sentir as fortes restrições daí advindas. Neste país, uma parte significativa dos erros de variância previsionais de PI são explicados por CPI e OIL, mas os de CPI devem-se sobretudo a OIL e PI, talvez devido à elevada dependência de produtos petrolíferos por Portugal. Mais uma vez, os índices financeiros não aparentam ter grande capacidade explicativa sobre as variáveis macroeconómicas e ao considerarmos o período de 24 meses, estes valores de capacidade explicativa oscilam entre os 1.91% e os 0.01%, os mais baixos do conjunto dos países até ao momento analisados.

Relativamente a M1, em Portugal a capacidade explicativa dos erros previsionais de variância dos meios monetários mais líquidos deve-se sobretudo a IO e CPI. Todavia, a capacidade explicativa de CPI diminui com os horizontes temporais de 4 análise sendo superior a IO no curto prazo, sendo que a de IO aumenta com o decorrer dos horizontes temporais, ficando com capacidade explicativa sobre os erros previsionais superior no longo prazo. Já a maior parte dos erros previsionais de OIL são devidos a variáveis como PI, M1 e IA em Portugal, sendo que existe forte pressão das políticas monetárias e financeiras sobre o índice de ações português, como se pode verificar pelo poder

explicativo de M1, PI e CPI sobre IA. Finalmente no mercado de obrigações e tomando como referência o IO, verifica-se que uma parte substancial dos erros de previsão de variância de IO se deve sobretudo a inovações que ocorrem em OIL, IA e CPI.

Tabela 13: Decomposição da variância para a Irlanda

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	95.805	0.059	1.322	0.969	0.214	1.630
	12	95.793	0.063	1.327	0.969	0.215	1.632
	18	95.790	0.066	1.327	0.969	0.216	1.632
	24	95.788	0.068	1.327	0.969	0.216	1.632
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	1.202	98.798	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	0.891	89.203	0.041	5.340	4.153	0.372
	12	0.732	86.252	0.190	6.464	5.944	0.419
	18	0.680	85.365	0.333	6.753	6.446	0.423
	24	0.654	84.951	0.443	6.869	6.660	0.422
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	0.885	0.002	99.113	0.000	0.000	0.000
	6	0.906	0.092	98.309	0.039	0.362	0.293
	12	0.954	0.271	98.016	0.043	0.346	0.370
	18	0.984	0.828	97.368	0.088	0.331	0.401
	24	0.997	1.463	96.630	0.145	0.350	0.415
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.193	2.012	1.116	96.680	0.000	0.000
	6	1.838	2.753	1.199	89.519	2.358	2.332
	12	1.829	3.005	1.356	89.107	2.381	2.321
	18	1.826	3.124	1.408	88.934	2.392	2.317
	24	1.824	3.184	1.425	88.855	2.398	2.315
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	0.240	0.004	0.001	0.053	99.702	0.000
	6	1.901	1.554	1.334	0.949	93.269	0.993
	12	1.871	2.090	2.289	0.988	91.785	0.977
	18	1.861	2.306	2.568	1.005	91.293	0.971
	24	1.857	2.396	2.652	1.012	91.113	0.969
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	0.208	1.376	0.070	0.847	0.066	97.433
	6	2.609	1.504	0.161	0.990	0.353	94.383
	12	2.613	1.618	0.165	0.999	0.363	94.241
	18	2.611	1.685	0.167	1.005	0.370	94.162
	24	2.610	1.724	0.169	1.008	0.374	94.116

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Tabela 14: Decomposição da variância para Portugal

	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de PI	1	100.00	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	97.390	1.092	0.370	0.699	0.386	0.063
	12	97.257	1.091	0.492	0.703	0.388	0.069
	18	97.191	1.091	0.555	0.703	0.389	0.072
	24	97.154	1.091	0.589	0.703	0.389	0.074
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de CPI	1	2.068	97.932	0.000	0.000	0.000	0.000
	6	2.156	95.097	0.152	2.319	0.259	0.016
	12	2.084	94.751	0.150	2.712	0.293	0.011
	18	2.074	94.671	0.139	2.803	0.303	0.010
	24	2.075	94.642	0.133	2.832	0.307	0.001
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de M1	1	1.097	1.599	97.304	0.000	0.000	0.000
	6	1.323	3.934	91.106	0.693	0.706	2.237
	12	1.567	3.216	90.862	0.767	0.783	2.805
	18	1.736	2.740	90.971	0.729	0.834	2.990
	24	1.850	2.629	90.893	0.692	0.868	3.068
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de OIL	1	0.341	0.788	0.318	98.553	0.000	0.000
	6	2.347	1.292	1.143	92.639	1.941	0.637
	12	2.331	1.720	1.822	91.549	1.919	0.658
	18	2.321	1.840	2.172	91.086	1.911	0.670
	24	2.318	1.869	2.356	90.873	1.908	0.676
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IA	1	1.923	0.315	0.782	0.097	96.882	0.000
	6	2.627	1.543	2.324	0.679	91.179	1.649
	12	2.591	2.131	3.035	0.716	89.871	1.657
	18	2.577	2.301	3.403	0.728	89.329	1.663
	24	2.572	2.345	3.598	0.731	89.088	1.667
	Período	PI	CPI	M1	OIL	IA	IO
Decomposição da variância de IO	1	1.248	0.511	0.008	1.764	0.278	96.191
	6	1.408	2.386	1.919	3.301	3.239	87.748
	12	1.411	2.475	1.926	3.299	3.236	87.653
	18	1.412	2.518	1.931	3.298	3.235	87.606
	24	1.413	2.537	1.933	3.298	3.234	87.584

Nota: OIL - retornos do petróleo; PI – Taxa de variação do índice de produção industrial; CPI - Taxa de variação anual do índice de preços no consumidor; M1- Taxa de variação anual da oferta monetária; IA – Taxa de variação do índice de ações; IO – taxa de variação do índice de obrigações. Para mais detalhes consultar a tabela 1.

Olhando agora para o conjunto de países como um todo podemos concluir que independentemente do país em análise a capacidade explicativa de umas variáveis sobre as

outras não é muito forte, sendo que na generalidade dos casos esta tem tendência a aumentar com o aumento dos períodos previsionais, mas em outras este poder previsional parece estagnar com o decorrer destes horizontes temporais. Verificamos também que a maior percentagem de capacidade explicativa dos erros previsionais da variância se devem a choques das próprias variáveis, o que nos leva a pensar que talvez a incorporação de outras variáveis poderia ajudar a incrementar o poder explicativo dos modelos.

Verificamos também que IA consegue explicar os erros previsionais da variância de IO para todos os países exceto na Irlanda. Todavia, a capacidade explicativa dos índices dos mercados financeiros sobre as restantes variáveis não é assim tão forte como estaríamos inicialmente à espera, apesar de em mercados específicos e nomeadamente mais líquidos ou os que enfrentam restrições financeiras, a capacidade explicativa destes sobre as variáveis macroeconómicas é superior ao de outras variáveis macro.

Também conseguimos perceber que existe um forte poder explicativo dos erros de previsão da variância de M1 sobre a variável OIL e mais uma vez os resultados corroboram a evidência da relação entre os mercados dos produtos petrolíferos e os mercados financeiros.

Por fim procedemos a uma comparação dos nossos resultados com os de outros autores já referenciados na revisão da literatura, mas cujos resultados principais apresentamos em jeito de síntese na tabela A1 do apêndice a este trabalho. A significância dos resultados que obtivemos através das estimações parece ir de encontro aos resultados de Hosseini et al. (2011), Sadorsky (2001), Park e Ratti (2008), O'Neil et al. (2008), Nandha e Faff (2008) e de Hyde e Kappel (2009) no que respeita à influência de OIL sobre os índices de ações e/ou obrigações e para a generalidade dos países aqui analisados. Todavia, em relação à influência do CPI os nossos resultados parecem indicar que é uma variável importante na explicação tanto do comportamento do IA como do IO, apenas não se revelando de forte influência no Reino Unido. Autores como Humpe e Macmillan (2009) corroboram as nossas conclusões no que respeita ao IA, mas os resultados de Hyde e Kappel (2009), que estudam simultaneamente os índices de ações e obrigações na Alemanha, contradizem os nossos resultados. Neste país em específico, as nossas conclusões indicam que a CPI é a segunda variável com maior poder explicativo sobre os erros de previsão da variância de IA e IO. No entanto, para os autores esta variável não tem qualquer significância estatística na explicação do comportamento de ambos os índices do mercado financeiro.

Se levarmos em consideração o facto de que a nossa variável CPI aqui estudada na realidade representa a taxa de inflação verificada, então os nossos resultados também vão de encontro aos obtidos por Hosseini et al. (2011), Du (2006), Kim (2003) e Hasan (2008). Todos os autores referenciados anteriormente usam nos seus estudos como variável dependente o IA.

Relativamente a M1 verificamos que nos nossos resultados empíricos este indicador tem maior capacidade explicativa sobre o IA do que sobre o IO. Os estudos de Humpe e Macmillan (2009) e Mookerjee e Yu (1997) vão de encontro aos nossos resultados sendo que ambos também realizam uma análise relativa ao IA. Finalmente a variável PI também foi utilizada na tentativa de explicar o comportamento dos índices de ações por Hosseini et

al. (2011), Humpe e Macmillan (2009), Chen et al. (2008) e Kim (2003), sendo que todos estes autores confirmam a significância estatística deste indicador sobre o IA. Os estudos de Hyde e Kappel (2009), aplicado ao estudo simultâneo do IA e IO alemão, e Piljak (2013) somente usando o IO também confirmam a significância estatística desta variável. Os nossos resultados parecem indicar que a PI de cada país tem poder explicativo no que se refere à explicação dos erros de previsão, principalmente do IA, para a generalidade dos países, com exceção da França e da Itália onde os resultados evidenciam somente influências residuais.

5. Conclusão

Neste trabalho procurou-se estudar a relação dinâmica entre variáveis macroeconómicas específicas, como o índice de produção industrial, a variação do índice de preços do consumidor, a oferta de moeda líquida e os preços do petróleo, e os indicadores dos mercados financeiros, acionistas e obrigacionistas, para um conjunto de países Europeus (Alemanha, Reino Unido, França, Itália, Grécia, Irlanda e Portugal) utilizando-se dados com frequência mensal, com recurso ao modelo de vetor autorregressivo (VAR), mais especificamente com recurso às funções impulso resposta e à decomposição da variância.

Assim, procurámos contribuir para a literatura existente, estudando um conjunto de países com características similares, no que respeita à hegemonia do grupo a que pertencem, a União Europeia, bem como alargando o período de análise e utilizando em simultâneo os índices de mercado de ações e de obrigações. Este estudo foi efetuado de forma individual mas utilizando termos comparativos capazes de evidenciar fatores de impacto comum aos mesmos. Todavia, os resultados evidenciam disparidades em termos de impactos e respostas não nos permitindo tirar muitas ilações dentro do conjunto dos oito países, apesar de alguns resultados específicos serem passíveis de descrever a situação geral de impacto nos mesmos. Falamos da relação evidente entre CPI e os índices de ações, bem como entre os índices de ações e obrigações e os impactos dos preços dos produtos petrolíferos sobre os mesmos e vice-versa.

As conclusões obtidas em termos de correlação parecem contradizer a relação positiva existente entre o índice de preços do consumidor (ou inflação) e os andamentos do mercado de ações, pois evidenciam sinais contrários nos resultados aqui obtidos, com exceção do Reino Unido. Todavia, revelam ter correlação positiva com o índice de obrigações exceto no Reino Unido, na Irlanda e na Itália. Podemos afirmar que os choques ocorridos nas variáveis macroeconómicas provocam na generalidade dos países inovações nos índices de ações e obrigações sobretudo no curto prazo.

Do conjunto de países em análise e atendendo às FIR aqui apresentadas, podemos concluir em termos gerais que, no curto prazo, a atividade económica reage positivamente a choques de inflação, exceto no UK onde o choque é negativo e na Grécia e na Irlanda onde os choques não revelam significância estatística. No grupo dos GIPSI e na Alemanha verificam-se respostas prolongadas da inflação que não se tendem a dissipar ao longo do

tempo face a choques noutras variáveis macroeconómicas, mas onde os impactos do mercado financeiro sobre a mesma só são significativos no caso da Irlanda, Grécia e Itália.

No global evidenciamos respostas curtas, quando significativas, de umas variáveis face às outras que se tendem a difundir rapidamente no tempo, ou seja, num espaço temporal de 2 a 5 meses e posteriormente indiciam desaparecer por completo.

O Reino Unido aparenta ser o único país em que a variável OIL tem sempre uma resposta significativa face aos choques das demais variáveis em estudo o que pode ser justificado se atendermos ao facto de que, do grupo dos oito aqui estudados, o UK é o país menos dependente de importações de petróleo e daí a reação a alterações macroeconómicas e financeiras ser mais significativa.

Os resultados obtidos através da decomposição da variância corroboram os obtidos pelas análises das funções impulso resposta para a generalidade dos países. Assim, podemos afirmar que existe uma relação significativa entre os mercados de ações e obrigações e o mercado dos produtos petrolíferos. Para todos os países em análise a variável OIL tende a reagir positiva e significativamente a choques advindos do mercado de ações e de obrigações (para alguns países somente neste último), o que é facilmente justificado pelo facto de que se os mercados financeiros estão em alta, toda a economia reage de forma positiva e isso tendencialmente acaba por provocar aumentos de preços do petróleo. Ao contrário, IA e IO tendem a reagir negativa e significativamente a choques de OIL, com exceção de alguns países no caso do IO e de todo (por não se ter revelado significativo) em países como a Espanha e a Irlanda.

No conjunto de países como um todo, podemos concluir que independentemente do país em análise a capacidade explicativa de umas variáveis sobre as outras não é muito forte, em termos de decomposição da variância, sendo que na generalidade dos casos esta tem tendência a aumentar com o aumento dos períodos previsionais, mas em outras este poder previsional parece estagnar com o decorrer destes horizontes temporais. Verificamos também que a maior percentagem de capacidade explicativa dos erros previsionais da variância se devem a choques das próprias variáveis, o que nos leva a pensar que talvez a incorporação de outras variáveis poderia ajudar a incrementar o poder explicativo dos modelos aqui aplicados.

Dada a escassez de estudos aplicados aos mercados de obrigações, seria interessante num futuro próximo continuar o desenvolvimento deste trabalho, neste mercado específico, incluindo outro tipo de variáveis no nosso modelo para verificar se o poder explicativo aumenta. Também o uso de diferentes modelos aplicativos a este tipo de análise como os testes de causalidade de Granger poderia trazer outras evidências ou até mesmo reforçar as já aqui apresentadas. Uma das limitações do nosso estudo tem a ver com o facto de que não conseguimos dados suficientes para todas as variáveis em estudo que permitissem um período de análise similar entre estes países. Talvez a homogeneização destes períodos nos permitissem analisar os impactos e interações dinâmicas entre as variáveis antes e depois dos períodos de crise.

Referências

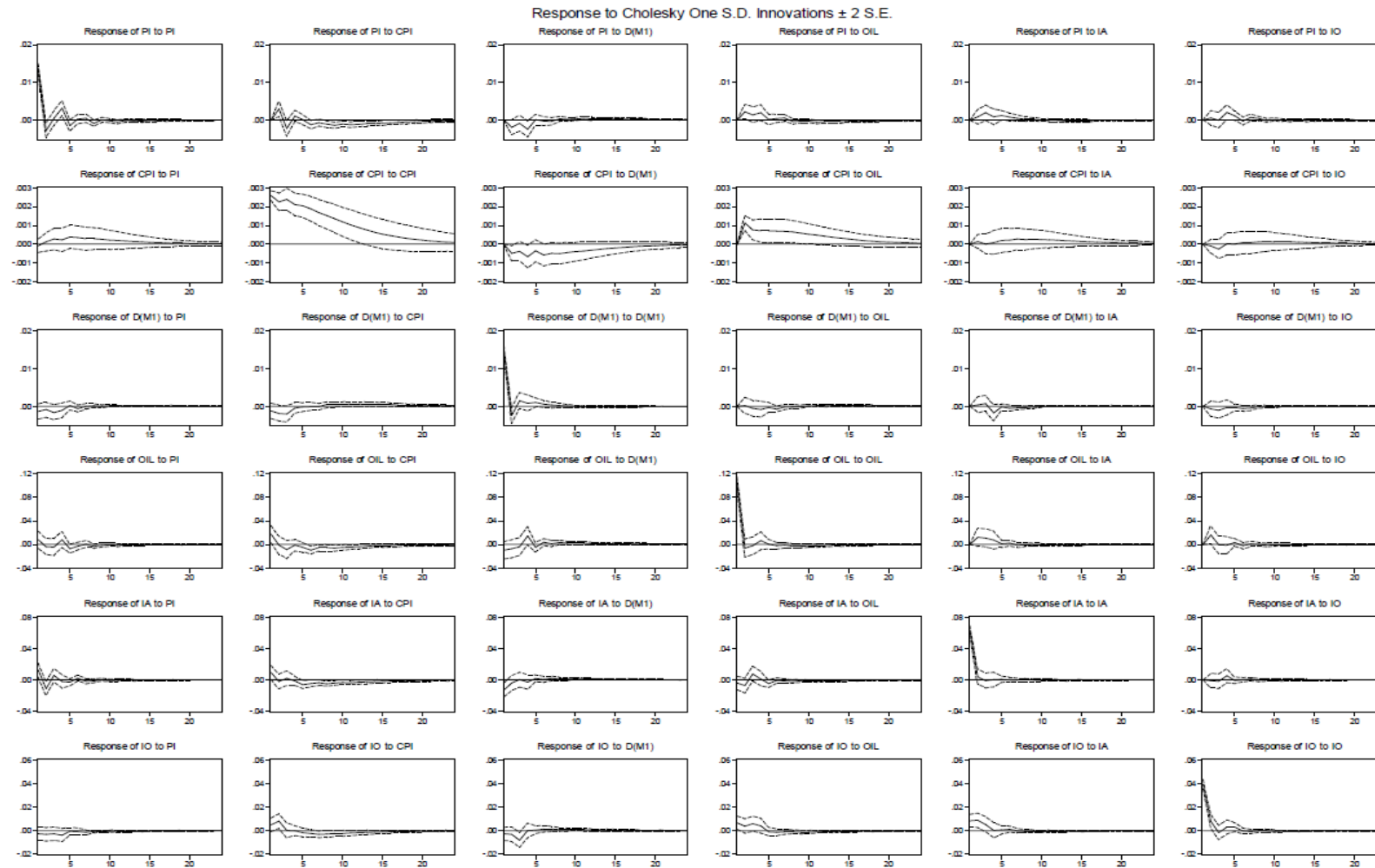
- Abugri, B. A. (2008). Empirical relationship between macroeconomic volatility and stock returns: Evidence from Latin American markets. *International Review of Financial Analysis*, 17(2), 396-410.
- Ameer, R. (2007). What moves the primary stock and bond markets? Influence of macroeconomic factors on bond and equity issues in Malaysia and Korea. *Asian Academy of Management Journal of Accounting and Finance*, 3(1), 93-116.
- Apergis, N., e Miller, S. M. (2009). Do structural oil-market shocks affect stock prices? *Energy Economics*, 31(4), 569-575.
- Arouri, M. E. H. (2011). Does crude oil move stock markets in Europe? A sector investigation. *Economic Modelling*, 28(4), 1716-1725.
- Basher, S. A., Haug, A. A., e Sadorsky, P. (2012). Oil price, exchange rates and emerging stock markets. *Energy Economics*, 34(1), 227-240.
- Chang, K.-L. (2009). Do macroeconomic variables have regime-dependent effects on stock return dynamics? Evidence from the Markov regime switching model. *Economic Modelling*, 26(6), 1283-1299.
- Chaudhuri, K., e Smiles, S. (2004). Stock market and aggregate economic activity: evidence from Australia. *Applied Financial Economics*, 14(2), 121-129.
- Chen, N.-F., Roll, R., e Ross, S. (1986). Economic Forces and the Stock Market. *Journal of Business*, 59(3), 383-403.
- Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L., e Fan, Y. (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: An empirical analysis from China. *Energy Policy*, 36(9), 3544-3553.
- Dickey, D.A., e Fuller, W.A. (1981). Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 49(4), 1057-1072.
- Du, D (2006). Monetary policy, stock returns and inflation. *Journal of Economics and Business*, 58(1), 36-54.
- Elyasiani, E., Mansur, I., e Odusami, B. (2011). Oil price shocks and industry stock returns. *Energy Economics*, 33(5), 966-974.

- Gan, C., Lee, M., Yong, H. H. A., Zhang, J. (2006). Macroeconomic variables and stock market interactions: New Zealand evidence. *Investment Management and Financial Innovations*, 3(4), 89-101.
- Gujarati, D. N. (2006). *Econometria Básica*, Elsevier, Rio de Janeiro.
- Hasan, M. S. (2008). Stock returns, inflation and interest rates in the United Kingdom. *The European Journal of Finance*, 14(8), 687-699.
- Hyde, S., e Kappel, K. (2009). Predicting German Stock and Bond Returns with Macro-variables: Evidence of Market Timing. Available at SSRN: <http://ssrn.com/abstract=1534564>.
- Hondroyannis, G., e Papapetrou, E. (2006). Stock returns and inflation in Greece: A Markov switching approach. *Review of Financial Economics*, 15(1), 76-94.
- Hosseini, S. M., Ahmad, Z., Lai, Y. W. (2011). The Role of Macroeconomic Variables on Stock Market Index in China and India. *International Journal of Economics and Finance*, 3(6), 233-243.
- Humpe, A., e Macmillan, P. (2009). Can macroeconomic variables explain long-term stock market movements? A comparison of the US and Japan. *Applied Financial Economics*, 19(2), 111-119.
- Kilian, L., e Park, C. (2009). The impact of oil price shocks on the U.S. stock market. *International Economic Review*, 50(4), 1267-1287.
- Kim, K.-h. (2003). Dollar exchange rate and stock price: evidence from multivariate cointegration and error correction model. *Review of Financial Economics*, 12(3), 301-313.
- Maysami, R. C., e Koh, T. S. (2000). A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics & Finance*, 9(1), 79-96.
- Merikas, A. G., e Merika, A. A. (2006). Stock prices response to real economic variables: the case of Germany. *Managerial Finance*, 32(5), 446-450.
- Mookerjee, R., e Yu, Q. (1997). Macroeconomic variables and stock prices in a small open economy: The case of Singapore. *Pacific-Basin Finance Journal*, 5(3), 377-388.
- Nandha, M., e Faff, R. (2008). Does oil move equity prices? A global view. *Energy Economics*, 30(3), 986-997.

- O'Neil, T. J., Penm, J., e Terrell, R.D. (2008). The role of higher oil prices: A case of major developed countries, *Research in Finance*, 24, 287-299.
- Park, J., e Ratti, R. A. (2008). Oil price shocks and stock markets in the U.S. and 13 European countries. *Energy Economics*, 30(5), 2587-2608.
- Park, J., e Shenoy, C. (2002). An examination of the dynamic behavior of aggregate bond and stock issues. *International Review of Economics and Finance*, 11(2), 175-189.
- Piljak, V. (2013). Bond markets co-movement dynamics and macroeconomic factors: Evidence from emerging and frontier markets. *Emerging Markets Review*, 17, 29-43.
- Ramos, S. B., e Veiga, H. (2011) Risk factors in oil and gas Industry returns: international evidence, 33(3), 525-542.
- Rapach, D. E., Wohar, M. E., Rangvid, J. (2005). Macro variables and international stock return predictability. *International Journal of Forecasting*, 21(1), 137-166.
- Sadorsky, P. (2001). Risk factors in stock returns of Canadian oil and gas companies. *Energy Economics*, 23(1), 17-28.
- Wongbangpo, P., e Sharma, S. C. (2002). Stock market and macroeconomic fundamental dynamic interactions: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, 13, 27-51.

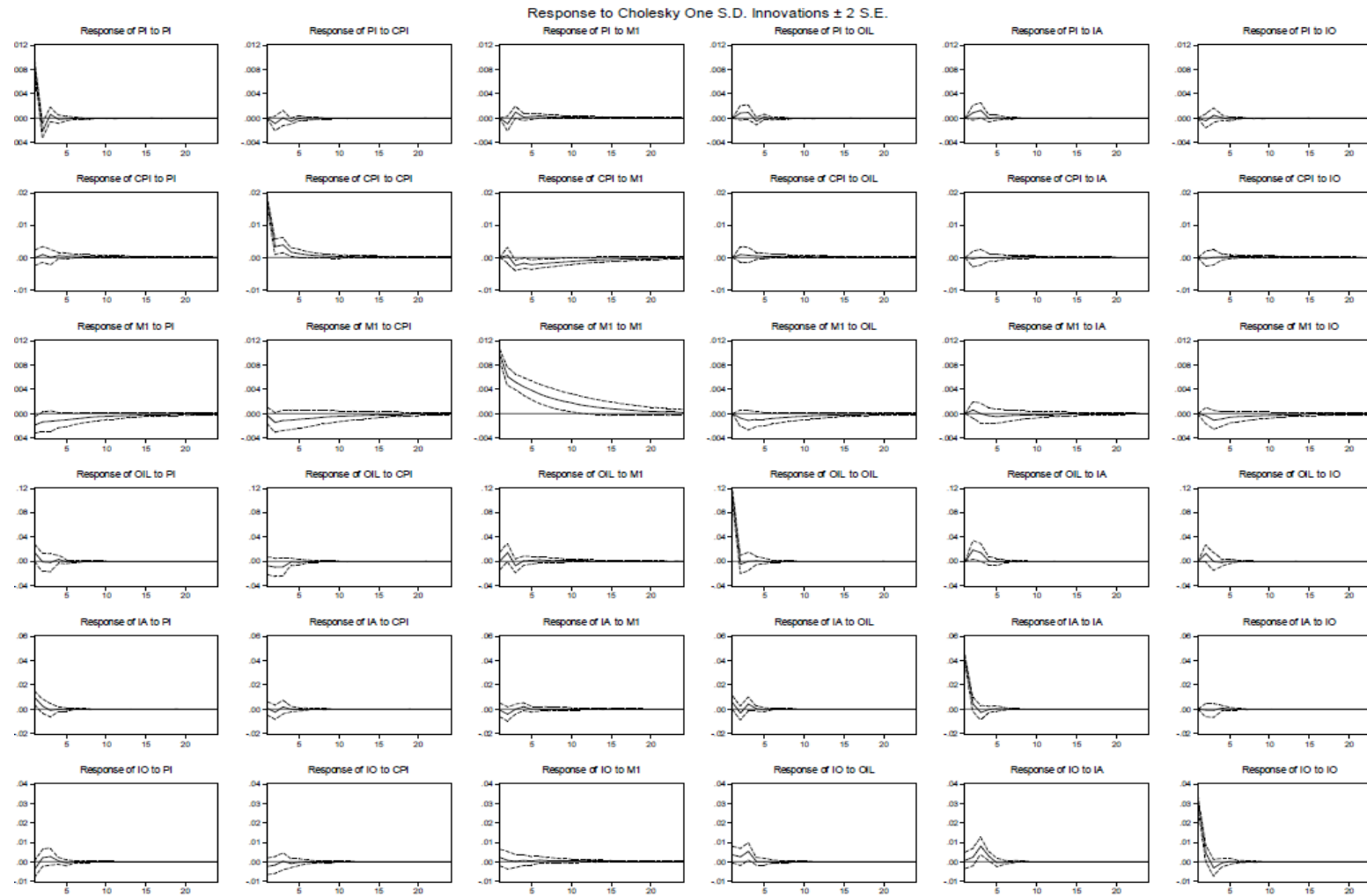
Anexos

Figura 1: Funções Impulso Resposta - Alemanha



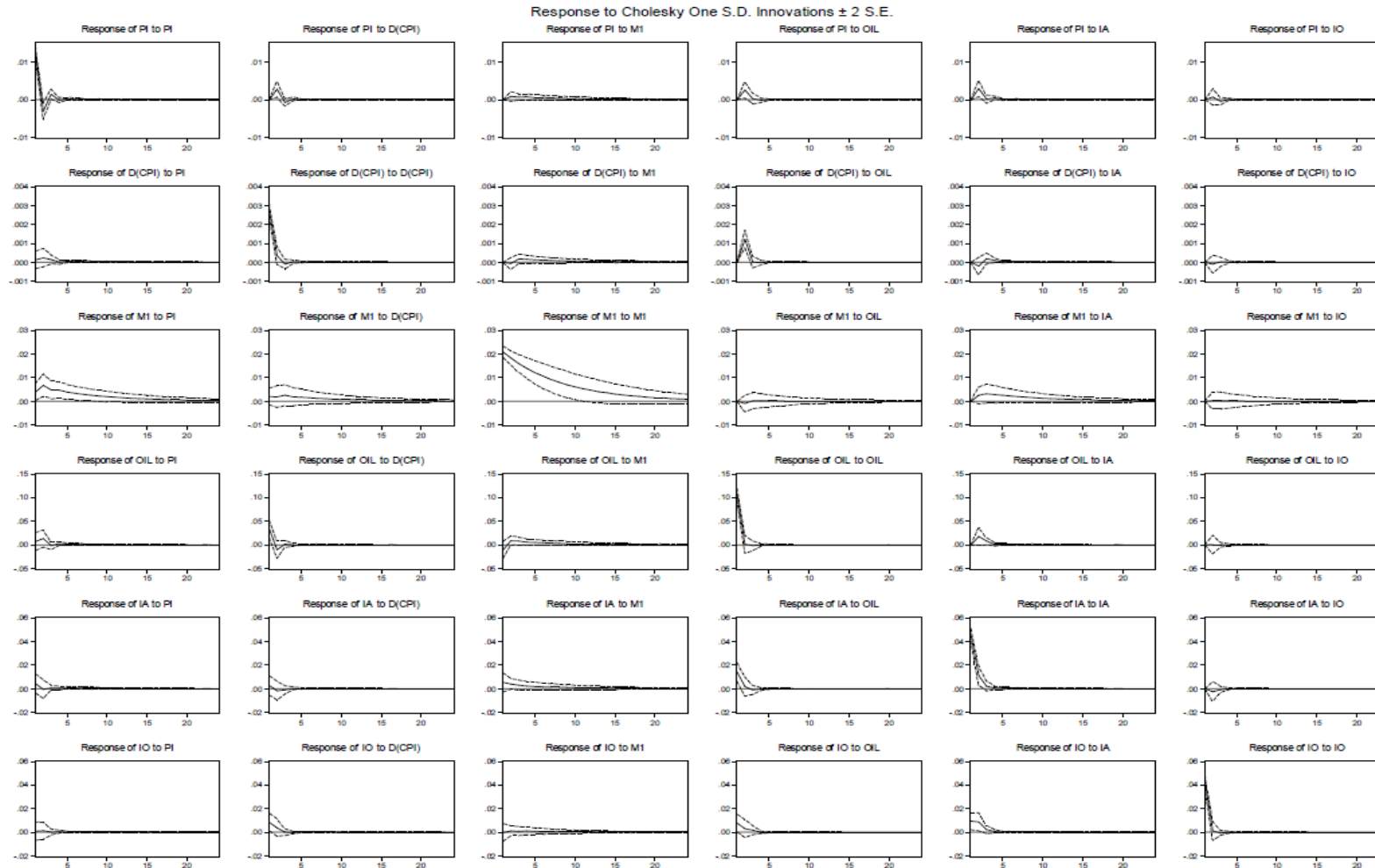
Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 2: Funções Impulso Resposta – Reino Unido



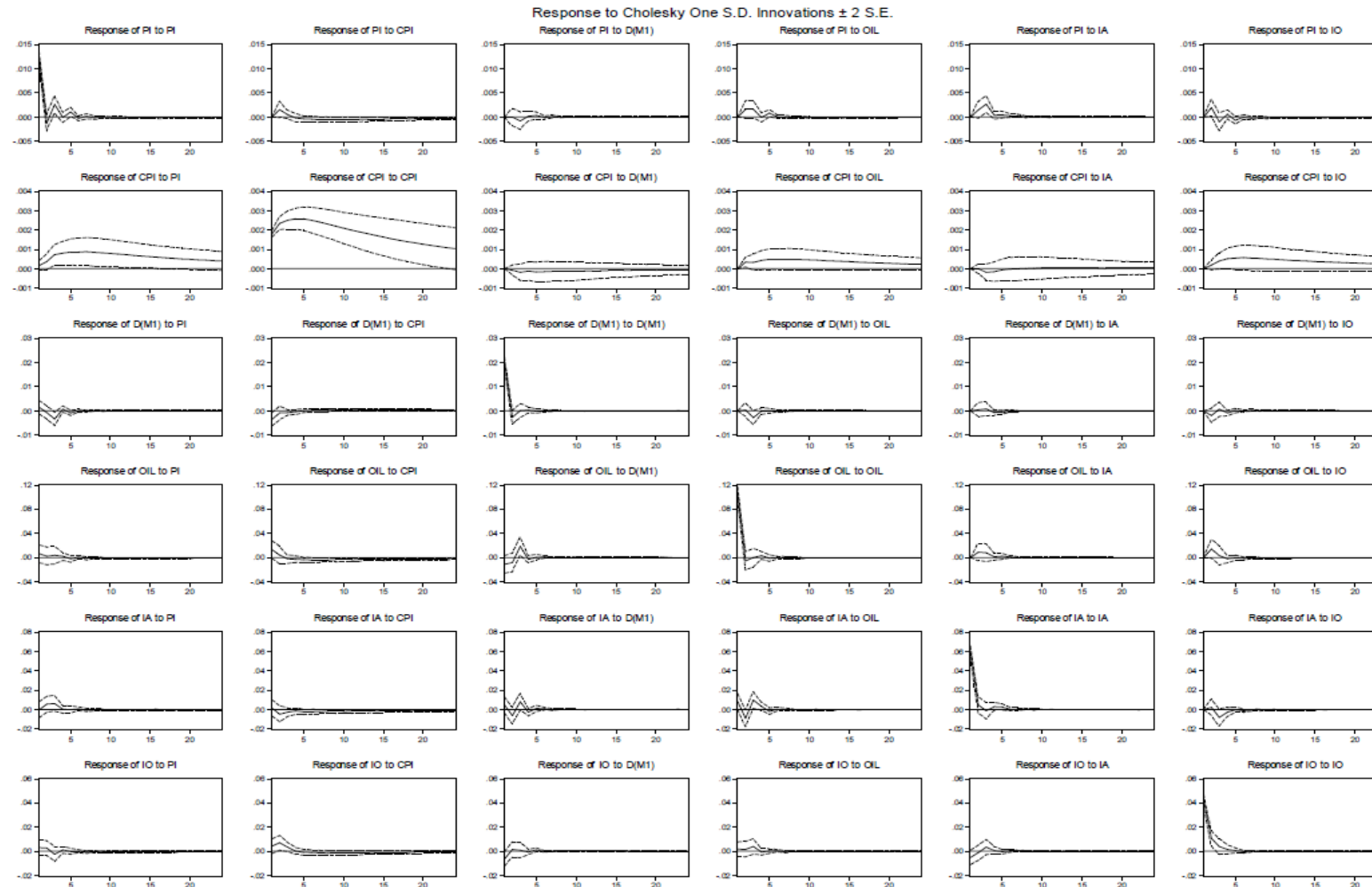
Nota: Onde se vê $D(\cdot)$ significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 3: Funções Impulso Resposta – França



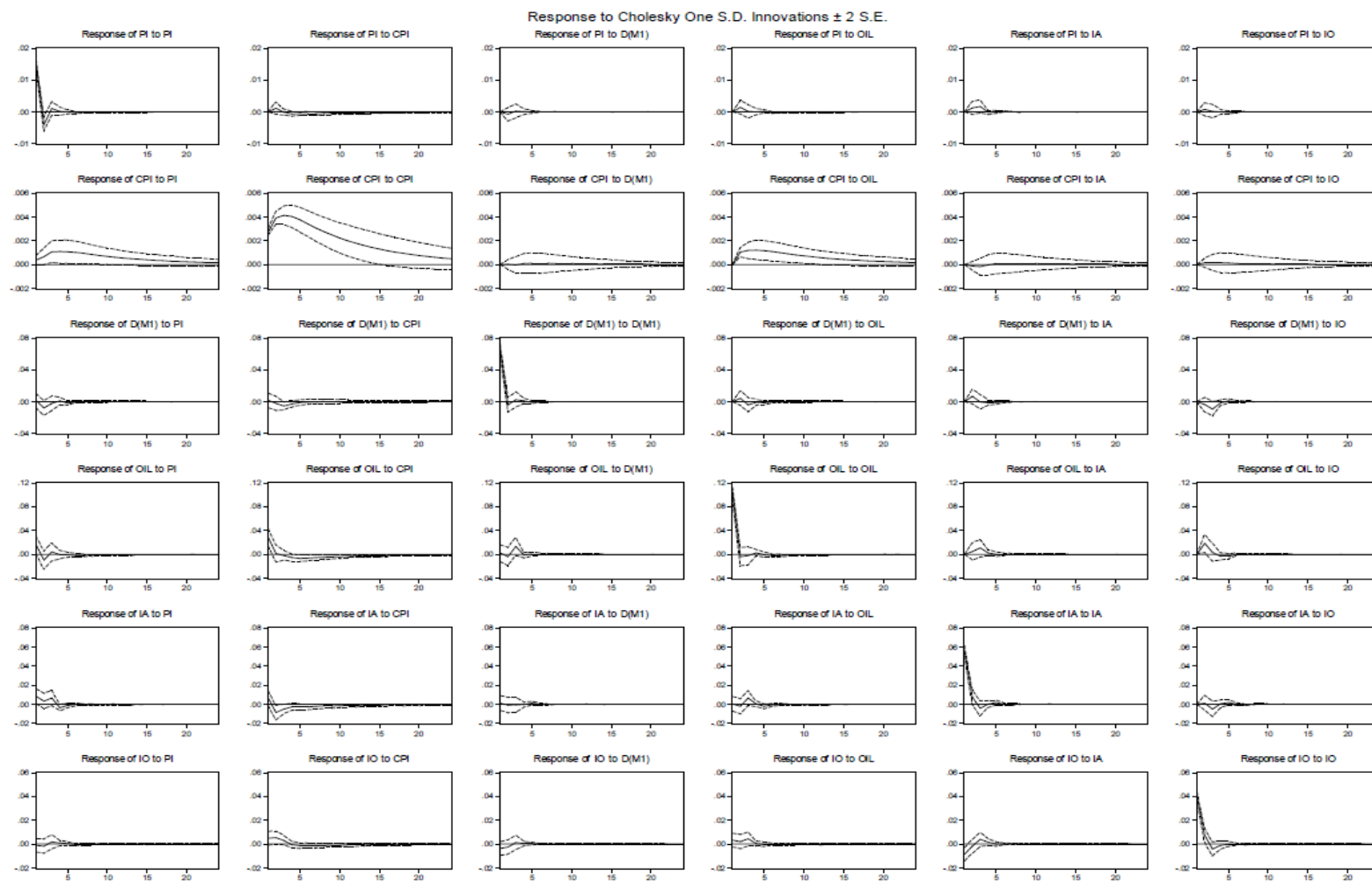
Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 4: Funções Impulso Resposta – Itália



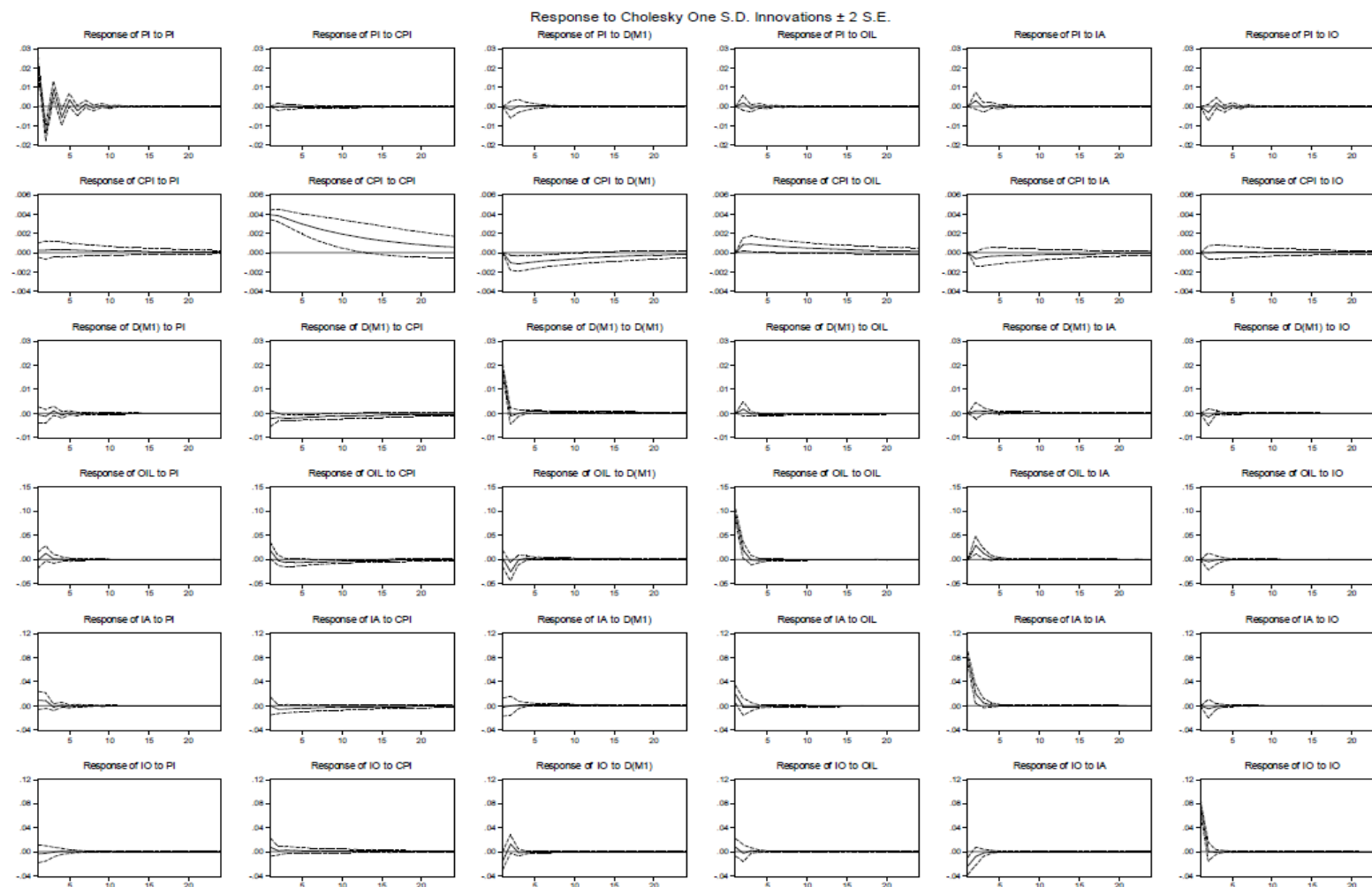
Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 5: Funções Impulso Resposta – Espanha



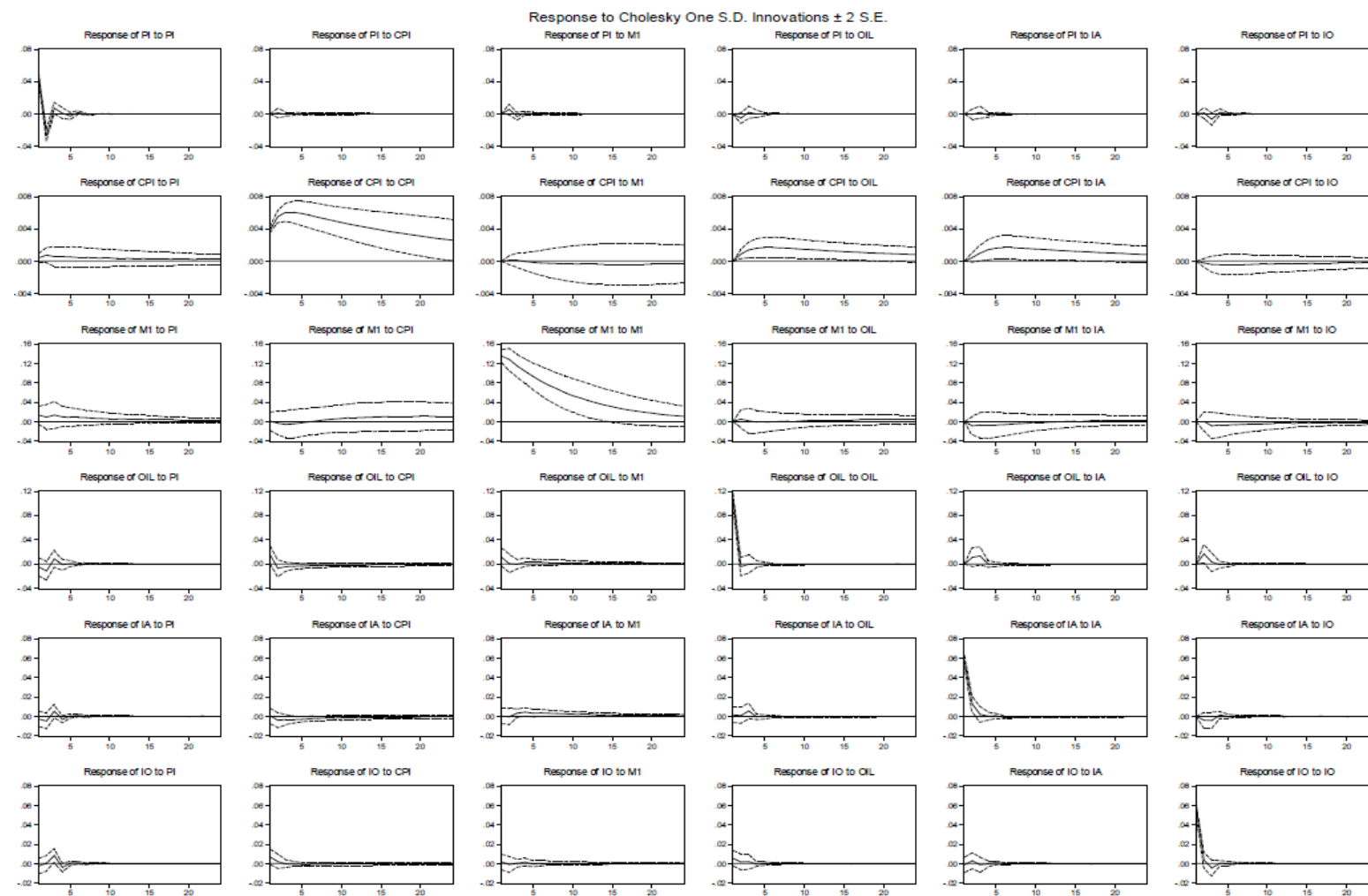
Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 6: Funções Impulso Resposta – Grécia



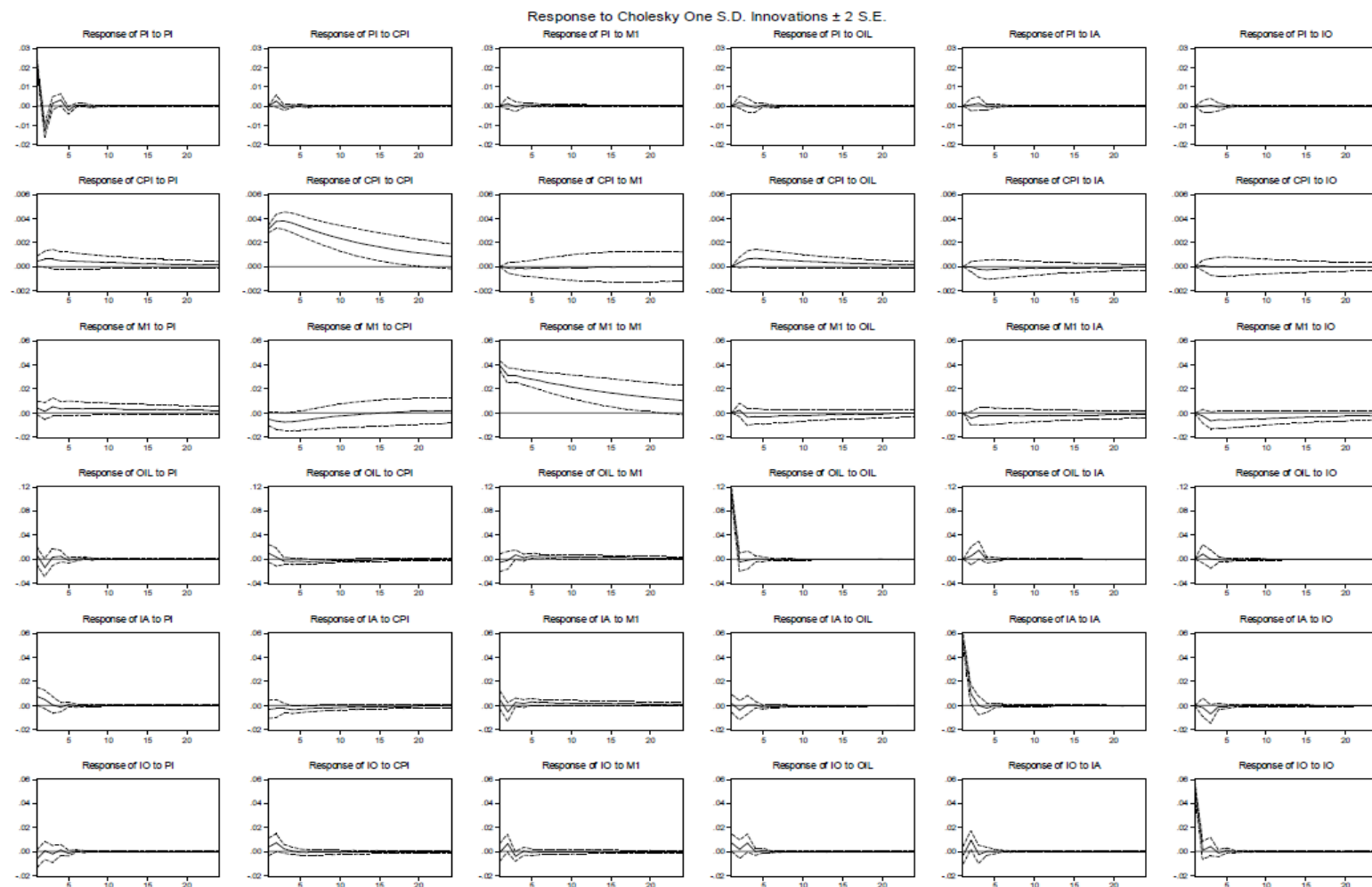
Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 7: Funções Impulso Resposta – Irlanda



Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Figura 8: Funções Impulso Resposta – Portugal



Nota: Onde se vê D(.) significa que a variável foi colocada às primeiras diferenças de forma a torná-la estacionária e usada dessa forma nas estimações VAR.

Tabela A1: Principais resultados evidenciados pela literatura

Nº	Autores	Preço do petróleo	Volatilidade do preço do petróleo	Oferta monetária (M1)	Oferta monetária (M2)	Reservas de moeda estrangeira	Produção industrial	Índice de preços no consumidor	Inflação	Inflação esperada	Inflação inesperada	Exportações domésticas totais	Taxa de câmbio	Juros reais	Taxa de juro de curto prazo	Taxa de juro de longo prazo	Spread taxas de juro	Prémio de risco	Taxa de distribuição de dividendos	Consumo (taxa de crescimento real)	PIB	Taxa de desemprego
1	Hosseini et al. (2011) - IA	(x)			(x)		(x)		(x)													
2	Humpe e Macmillan (2009) - IA			(+)			(x)	(x)								(x)						
3	Sadorsky (2001) - IA	(x)											(x)		(x)							
4	Park e Ratti (2008) - IA	(x)	(x)				()*								(x)							
5	Ramos e Veiga (2011) - IA		(x)										()		()							
6	O'Neil et al. (2008) - IA	(x)																				
7	Nandha e Faff (2008) - IA	(x)																				
8	Chen et al. (1986) - IA	()					(x)			(x)	(x)						(x)	()		()		
9	Cong et al. (2008) - IA		()																			
10	Hyde e Kappel (2009) - IA e IO	(x)					(x)	()					()		(x)		()		()*			()
11	Du (2006) - IA			()*					(x)													
12	Mookerjee e Yu (1997) -IA			(x)	(x)	(x)							(+)									
13	Maysami e Koh (2000) - IA				(x)		()		()			()	(x)		(x)	(x)						
14	Abugri (2008) - IA			()			(x)						(x)		(+)							
15	Wongbangpo e Sharma (2002) - IA			(x)				(x)					(x)		(x)						(x)	
16	Hondroyiannis e Papapetrou (2006) - IA									()	()											
17	Kim (2003) - IA						(x)		(x)				(x)				()					
18	Hasan (2008) - IA								(x)						()							
19	Piljak (2013) - IO						(x)	(x)								(x)						

Nota: x é significativo; + é parcial (país); () sem significância; IA – significa apenas mercados acionistas; IO – os que se aplicam aos obrigacionistas; * resultados ambíguos; cinza – significância no IO.